

Rodrigo Luiz Costa Cavalcanti

Análises Estatísticas com abordagem na gestão pública: Um caso de responsabilidade fiscal dos restos a pagar

**Recife - PE
2019**



**UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DE PERNAMBUCO
PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM BIOMETRIA E ESTATÍSTICA APLICADA**

Análises Estatísticas com abordagem na gestão pública: Um caso de responsabilidade fiscal dos restos a pagar

Dissertação julgada adequada para obtenção do título de mestre em Biometria e Estatística Aplicada, defendida e aprovada por unanimidade em 07/02/2019 pela Comissão Examinadora.

Área de Concentração: Estatística Aplicada e Experimental

Orientador: Prof. Dr. Moacyr Cunha Filho

Coorientador: Prof. Dr. Guilherme Rocha Moreira

**Recife - PE
2019**

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)
Sistema Integrado de Bibliotecas da UFRPE
Biblioteca Central, Recife-PE, Brasil

C376a Cavalcanti, Rodrigo Luiz Costa.
Análises estatísticas com abordagem na gestão pública: um caso de
responsabilidade fiscal dos restos a pagar / Rodrigo Luiz Costa Cavalcanti. – Recife,
2019.
56 f.: il.

Orientador(a): Moacyr Cunha Filho.
Coorientador(a): Guilherme Rocha Moreira.
Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal Rural de Pernambuco, Programa
de Pós-Graduação em Biometria e Estatística Aplicada, Recife, BR-PE, 2019.
Inclui referências.

1. Orçamento público 2. Regressão segmentada 3. Modelos de crescimento
4. Aplicações estatísticas I. Brasil. Ministério da Educação e Cultura II. Cunha Filho,
Moacyr, orient. II. Moreira, Guilherme Rocha, coorient. III. Título

CDD 310

**UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DE PERNAMBUCO
PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM BIOMETRIA E ESTATÍSTICA APLICADA**

**Análises Estatísticas com abordagem na gestão pública: Um caso de
responsabilidade fiscal dos restos a pagar**

Rodrigo Luiz Costa Cavalcanti

Dissertação julgada adequada para obtenção do título de mestre em Biometria e Estatística Aplicada, defendida e aprovada por unanimidade em 07/02/2019 pela Comissão Examinadora.

Orientador:

Prof. Dr. Moacyr Cunha Filho
Universidade Federal Rural de Pernambuco

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Guilherme Rocha Moreira
Universidade Federal Rural de Pernambuco

Prof. Dr. Alexandre Stamford da Silva
Universidade Federal de Pernambuco

Esta dissertação é dedicada à minha filha Lara.

Agradecimentos

Agradeço à minha esposa, Roberta, por todo amor, dedicação e paciência para me ajudar a alcançar sucesso nessa jornada e à minha filha, Lara, que muito tem ensinado sobre felicidade. Aos meus pais, Jorge Luiz e Hozilma, que sempre me apoiaram. Aos meus sogros, Wânia e Juberaldo, por me darem um suporte tão importante. Aos meus amigos, que tornaram cada dia mais leve e me motivaram a continuar tentando.

Ao meu orientador, Prof. Dr. Moacyr Cunha Filho, por toda ajuda e conselhos, sendo um verdadeiro mestre e guia. Ao meu coorientador, Prof. Dr. Guilherme Rocha Moreira, pela paciência e conversas. E a todos os professores do programa com quem tive o prazer de assistir aula, pela atenção diferenciada dedicada aos alunos.

A todos os meus colegas do Programa, em especial Carlos Eduardo, pelo incentivo e motivação para continuar todo dia e Carlos Henrique, pelos debates e ideias que tornaram possíveis vários trabalhos.

A todos os meus amigos da Pró-Reitoria de Administração, pela paciência e apoio, em especial ao Pró-Reitor Mozart Alexandre, por me apoiar a participar de um programa de mestrado.

À Reitora da Universidade, Prof^a. Dr^a. Maria José de Sena, por apoiar a capacitação de servidores e permitir o desenvolvimento intelectual e acadêmico de toda equipe técnica.

E finalmente a Deus, por ter colocado tantas pessoas boas no meu caminho.

*All your dreams are made
When you're chained to the mirror and the razor blade
Today's the day that all the world will see
Another sunny afternoon
Walking to the sound of my favorite tune (...)
(Morning glory - Oasis)*

Resumo

A preocupação com a responsabilidade fiscal tem aumentado a atenção com a execução dos restos a pagar. Por suas características legais e contábeis, ele tem seu efeito financeiro e orçamentário em momentos diferentes; para diminuir a incerteza sobre o resultado fiscal é necessário conhecer seu comportamento. O objetivo foi encontrar o período ótimo para manter empenhos em restos a pagar, pois se o cancelamento for tardio e o empenho permanecer inscrito, ele gera incerteza desnecessária no resultado fiscal do governo e se o cancelamento ocorrer em um período antes de sua provável liquidação gerará perdas de orçamento. Para isso, foram utilizadas regressões lineares, segmentadas e não lineares (modelos de crescimento), testadas com diversas transformações dos dados, onde a variável de interesse era a proporção de quantidade paga, considerando o valor inscrito, em relação à idade do empenho em restos a pagar. As regressões segmentadas apresentaram bons resultados para dados com mudança de tendência. Utilizando uma abordagem em conjunto com regressões simples e segmentadas de duas retas, foi possível estimar o comportamento dos restos a pagar em todos os grupos de variáveis. Foi verificado que o comportamento do pagamento dos empenhos de capital é significativamente diferente do comportamento dos empenhos de custeio das universidades e dos institutos que, por sua vez, também são diferentes das outras despesas do Ministério da Educação (MEC) e dos seus órgãos auxiliares. Os valores indicam que, se fossem cancelados os saldos dos 3 grupos, nos períodos estimados pelo trabalho, diminuiria anualmente o valor em restos a pagar em 5,13 bilhões de reais, abrindo mão da utilização estimada de 726 milhões de reais. Ou seja, no período indicado, do valor ainda inscrito, apenas 14,1% ainda vai ser pago, contra 85,9% de saldo que apenas gera incerteza desnecessária no resultado fiscal. É primordial que normativos que impactam na execução orçamentária, como a alteração do Decreto 93.872/86 que limita a vigência a 18 meses, sejam acompanhados de estudo de impactos e resultados esperados. A atual omissão do decreto de execução de restos a pagar, sobre o grupo de despesa, levará a uma perda de orçamento de capital que poderia ser executado e a um saldo desnecessário de empenhos de custeio.

Palavras-chave: Orçamento Público; Ministério da Educação; Regressão Segmentada; Modelos de Crescimento; Aplicações Estatísticas

Abstract

The concern about the fiscal responsibility has drowned attention to the execution of the remaining balances. Due to their legal and accounting characteristics, the remaining balances have their financial and budgetary effect at different times. Hence, to reduce uncertainty about the fiscal result, it is necessary to know their behavior. The objective of this dissertation was to find out the optimal period of time when the remaining balances should be kept because once the cancellation is late and the remaining balances are still available, this situation creates unnecessary uncertainty for the government's fiscal result. Moreover, if the cancellation occurs in a period of time before its probable liquidation, it will generate budget losses. Different methods were used to analyze that situation: linear, segmented and non-linear regressions (growth models). Tests were performed using several data transformations, where the variable of interest was the proportion of the quantity already paid, considering the financial value of the remaining balances available in relation to their period of time classified as remaining balances. The segmented regressions showed positive results for trend-changing data. By using an approach that takes in account both simple and segmented regressions of two straight lines, it was possible to estimate the behavior of the remaining balances in all groups of variables. It was noticed that the behavior of the payments of the capital commitments are significantly different from the behavior of the financial resources available for the universities and the institutes' expenses which, in turn, are also different from the other expenses of the Ministry of Education (MEC) and its auxiliary bodies. The figures indicate that, if the balances of the three groups were to be canceled in the periods of time considered for this study, the yearly amount of remaining balances would decrease 5.13 billion reals – not considering the estimated use of 726 million reals. It is to say that – in the studied periods of time, considering the available amount of resources – only 14.1% will be paid versus the 85.9% of the remaining balance that only generates unnecessary uncertainty in the fiscal result. It is of paramount importance that the norms that have impacts on the budget execution – such as the Decree 93.872/86 that limits the validity of the remaining balances up to 18 months – be accompanied by a study of possible impacts and expected results. The current omission of the remaining balance execution decree in terms of the expense groups will lead to a loss of capital resources from the yearly budget that could be executed and unnecessary costing commitments.

Keywords: Public budget; Ministry of Education; Segmented Regression; Growth Models; Statistical Applications

Lista de ilustrações

Figura 1 – Exemplos de nota de empenho e nota fiscal	17
Figura 2 – Apresentação no Fórum dos Pró-Reitores de Administração e Planejamento sobre o impacto dos restos a pagar nas contas públicas.	18
Figura 3 – Fluxo dos restos a pagar	23
Figura 4 – Exemplo de regressão com dados agregados de consumo e renda para os Estados Unidos no período de 2000 a 2009	25
Figura 5 – Gráfico da alteração da sensibilidade da dieta à Vitamina B1 pela penicilina	27
Figura 6 – Proporção do valor pago em restos a pagar em relação ao valor inicialmente inscrito para a Unidade Orçamentária 26.242 nas despesas de custeio e transformações logarítmicas e recíprocas	34
Figura 7 – Proporção do valor acumulado pago em restos a pagar em relação ao valor inicialmente inscrito para a Unidade Orçamentária 26.242 nas despesas de custeio e transformações logarítmicas e recíprocas	35
Figura 8 – Regressões linear, segmentada e segmentada de duas retas, sobre os dados transformados log-lin da proporção do valor pago em restos a pagar em relação ao valor inicialmente inscrito para a Unidade Orçamentária 26.242 nas despesas de custeio para o ano de 2013	37
Figura 9 – Regressões não lineares de modelos de crescimento de Gompertz, Brody, Von Bertalanffy, Logístico e Logístico Modificado sobre os dados do valor acumulado pago em restos a pagar em relação ao valor inicialmente inscrito para a Unidade Orçamentária 26.242 nas despesas de custeio para o ano de 2013	38
Figura 10 – Exemplo gráfico, com os dados não acumulados, da estimativa do período ideal para se manter empenho em restos a pagar.	40
Figura 11 – Exemplo gráfico, com os dados acumulados, da estimativa do período ideal para se manter empenho em restos a pagar.	40
Figura 12 – Resultado gráfico do agrupamento pelo método de Scott-Knott, para as variáveis de unidade orçamentária agrupada com grupo de despesa, admitindo uma perda de 5%. Modelos com restrição de normalidade e modelos sem restrição de normalidade.	47
Figura 13 – Curvas dos modelos de regressão das variáveis do grupo de unidade orçamentária agrupada com grupo de despesa, com linhas verticais indicando o período em que é estimado que apenas 5% dos restos a pagar ainda serão pagos.	48

Figura 14 – Modelos de regressão da Figura 13, separados pelo método de Scott-Knott.	50
--	----

Lista de tabelas

Tabela 1 – Fundamentos orçamentários:	16
Tabela 2 – Período em que os restos a pagar têm seu efeito registrado de acordo com os 3 pontos de vista e etapas da execução da despesa. Orçamentário com a data do empenho, contábil com a data da liquidação e financeiro com a data do pagamento:	22
Tabela 3 – Quantidade total e relativa de regressões que passaram nos testes de normalidade, autocorrelação e homocedasticidade do modelo, por tipo de regressão, transformação e apresentação dos dados e grupo de variáveis.	43
Tabela 4 – Quantidade total e relativa de regressões que passaram nos testes de autocorrelação e homocedasticidade do modelo, por tipo de regressão, transformação e apresentação dos dados e grupo de variáveis.	43
Tabela 5 – Média do valor de R^2 ajustado dos modelos selecionados, por grupo de variáveis e testes de consistência aplicados, sendo 3 testes os de homocedasticidade, autocorrelação e normalidade dos resíduos e 2 testes sem a hipótese de normalidade.	44
Tabela 6 – Fonte de recurso: Período médio em meses e relevância orçamentária das variáveis agrupadas pelo Método de Scott-Knott.	45
Tabela 7 – Grupo de despesa: Período médio em meses e relevância orçamentária das variáveis agrupadas pelo Método de Scott-Knott.	46
Tabela 8 – Unidade Orçamentária: Período médio em meses e relevância orçamentária das variáveis agrupadas pelo Método de Scott-Knott.	46
Tabela 9 – Unidade orçamentária agrupada e grupo de despesa: Período médio em meses e relevância orçamentária das variáveis agrupadas pelo Método de Scott-Knott.	46
Tabela 10 – Unidade orçamentária agrupada e grupo de despesa: Período médio em meses e relevância orçamentária das variáveis agrupadas pelo Método de Scott-Knott.	49
Tabela 11 – Valores estimados de β_0 e de β_1 para as variáveis da Unidade Orçamentária Agrupada e grupo de despesa, por grupos gerados pelo teste de Scott-Knott.	51
Tabela 12 – Porcentagem ainda inscrita, valores inscritos e valores a serem pagos pelos grupos gerados no teste de Scott-Knott.	51

Lista de abreviaturas e siglas

PPA	Plano plurianual
LDO	Lei de diretrizes orçamentárias
LOA	Lei orçamentária anual
MEC	Ministério da Educação
CAPES	Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior
INEP	Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira
RP	Restos a pagar
PAC	Programa de Aceleração do Crescimento
IFs	Institutos federais
UNIs	Universidades federais
PC	Perda considerada
QME	Quadrado médio do erro
DMA	Desvio médio absoluto
EPMA	Erro percentual médio absoluto
AIC	Critério de Informação de Akaike
BIC	Critério de Informação Bayesiano
FONTE	Variável orçamentária fonte de recurso
GD_ND	Variável orçamentária grupo de despesa em conjunto com a natureza de despesa
UO	Variável orçamentária unidade orçamentária
UO_GD	Variável orçamentária unidade orçamentária em conjunto com o grupo de despesa
UO_AGRUP_GD	Variável orçamentária unidade orçamentária agrupada em conjunto com o grupo de despesa

REG. NORMAL Regressão linear simples

REG. SEGM. Regressão segmentada

REG. 2 SEGM. Regressão segmentada de duas retas

BROD Modelo de crescimento Brody

GOMP Modelo de crescimento Gompertz

VONB Modelo de crescimento de Von Bertalanffy

LOGI Modelo de crescimento Logístico

LGMD Modelo de crescimento Logístico Modificado

Sumário

1	INTRODUÇÃO	16
2	OBJETIVOS	19
3	REVISÃO DE LITERATURA	20
3.1	Orçamento Federal	20
3.1.1	Panorama geral	20
3.1.2	Restos a Pagar	22
3.2	Métodos Estatísticos	24
3.2.1	Análise de regressão	24
3.2.1.1	Transformações para linearização dos dados	26
3.2.1.2	Regressão segmentada	26
3.2.2	Regressão não linear	28
3.2.3	Testes estatísticos	29
3.2.3.1	Teste de consistência do modelo	29
3.2.3.2	Teste de qualidade do modelo	30
3.2.3.3	Teste de agrupamento de Scott-Knott	32
4	MATERIAL E MÉTODOS	33
5	RESULTADOS E DISCUSSÃO	41
5.1	Resultados Estatísticos	41
5.2	Resultados Políticos	47
6	CONCLUSÕES	52
	REFERÊNCIAS	54

1 INTRODUÇÃO

O orçamento federal tem seu suporte legal dado, principalmente, pela Constituição Federal de 1988, pela Lei 4.320/64 e pela Lei complementar nº101/2000, também conhecida como Lei de Responsabilidade Fiscal. Os princípios orçamentários mais relevantes para o trabalho são o da unicidade (que proíbe orçamento contabilizado em outra conta que não a Conta Única da União), o da universalidade (que afirma que o orçamento deve conter todas as despesas e receitas da União) e o da anualidade (que determina que o orçamento deve ser elaborado e autorizado para um ano, no Brasil, coincidindo o ano fiscal com o ano civil).

Além do suporte legal, existem as leis de execução orçamentária que são o Plano plurianual (PPA), Lei de diretrizes orçamentárias (LDO) e Lei orçamentária anual (LOA). O PPA tem vigência de 4 anos, se inicia no segundo ano do mandato do presidente e se encerra no primeiro ano do mandato subsequente, definindo diretrizes, objetivos e metas da administração. A LDO tem vigência de um ano e estabelece metas e prioridades do exercício financeiro e como deverá ser elaborada a LOA. E a LOA tem por finalidade executar os objetivos e metas estabelecidos no PPA, sendo o orçamento propriamente dito, prevê arrecadação e fixa despesas (CARVALHO, 2010).

Tabela 1 – Fundamentos orçamentários:

Normas gerais:	Leis orçamentárias:	Princípios orçamentários:
Constituição Federal de 1988	PPA	Universalidade
Lei 4.320/64	LDO	Unicidade
Lei complementar nº101/2000 (LRF)	LOA	Anualidade

Fonte: (Próprio autor, 2018).

A execução do orçamento recebe o nome de despesa orçamentária e é feita em três estágios: o empenho, a liquidação e o pagamento. No primeiro estágio é gerada a Nota de Empenho que garante reserva orçamentária ao fornecedor do serviço ou produto. No segundo estágio, é feita a liquidação do empenho que ocorre quando o serviço ou produto é devidamente prestado ou entregue, mediante apresentação de nota fiscal, e é feito o registro contábil pelo regime de competência de que a despesa é devida ao fornecedor. No último estágio, obedecendo a todos os normativos legais, é feito o pagamento propriamente dito ao fornecedor (CARVALHO, 2010). A Figura 1

mostra exemplo de uma nota de empenho e de uma nota fiscal.

Conforme apresentado em [Alves \(2015\)](#), a execução orçamentária é o registro da utilização do orçamento para realização do gasto público, ou seja, a ocupação dos créditos da LOA para um devido fim e fornecedor. Já a execução financeira se refere aos pagamentos realizados decorrentes dessa execução orçamentária, sendo esse o gasto público.

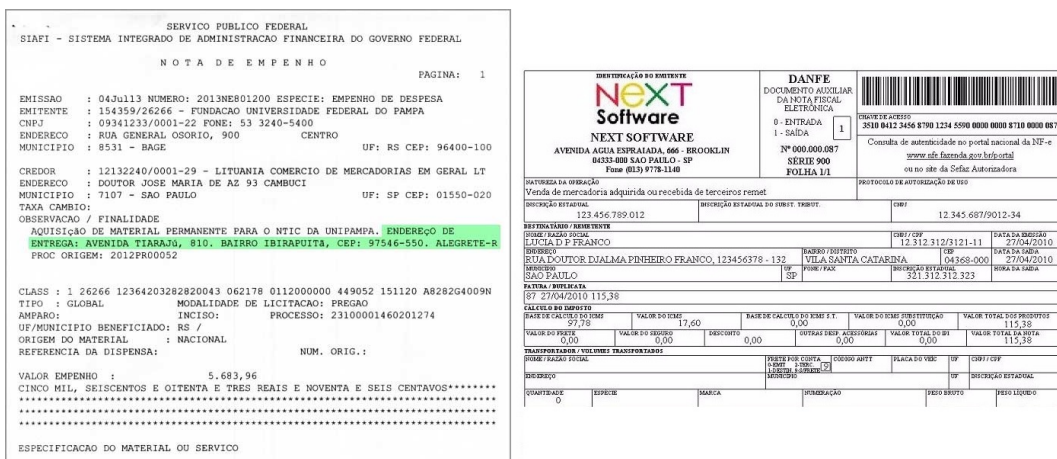


Figura 1 – Exemplos de nota de empenho e nota fiscal

Fonte: (Próprio autor, 2019).

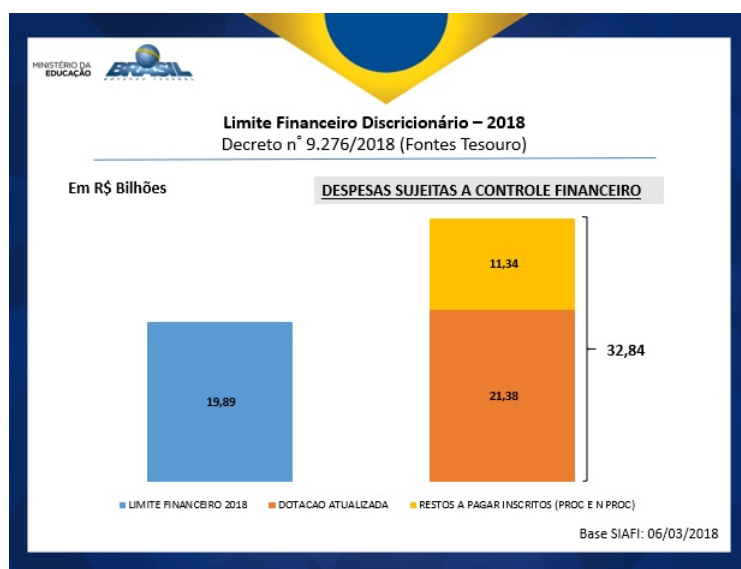
Observando os três estágios da despesa orçamentária, percebe-se que elas podem ocorrer em momentos e anos fiscais distintos. Neste momento, aparece a figura dos restos a pagar, que nada mais são do que despesas empenhadas e não pagas no exercício financeiro no qual foram gerados os empenhos, classificados como processados, quando já houve a liquidação, e não processados, quando ainda não houve liquidação ([GIACOMONI, 2009](#)).

Porém, vale analisar que, quanto mais antigo o empenho, mais difícil será sua execução. Com o passar do tempo, algumas coisas que impossibilitem a execução desse empenho podem acontecer, dentro ou fora da instituição. Um caso é quando o fornecedor diz que vai entregar um produto que não existe mais no mercado. Outro motivo é que a empresa pode já não existir. Com passar do tempo, a inflação valoriza o preço dos bens e o valor do empenho é nominal (sem correção de inflação), mesmo que a empresa e o bem existam, o valor do empenho pode já não cobrir os custos ou simplesmente deixou de ser atrativo. Além desses pontos, outros fatores internos e externos à Administração Pública, podem causar a não liquidação do empenho em restos a pagar.

Assim sendo, existem empenhos que não serão mais liquidados e que continuarão vigentes (sem ser cancelados), o que, conforme [Giacomoni \(2009\)](#), gera incerteza no resultado financeiro dos exercícios subsequentes. Em [Pinto \(2018\)](#), é demonstrado

o possível impacto dos restos a pagar nas contas sujeitas a controle financeiro. Para o ano de 2018, esse efeito poderia majorar as despesas em quase 50%, conforme pode ser visto na Figura 2.

Figura 2 – Apresentação no Fórum dos Pró-Reitores de Administração e Planejamento sobre o impacto dos restos a pagar nas contas públicas.



Fonte: Pinto (2018).

Os critérios para inscrição, manutenção e cancelamento dos restos a pagar estão descritos no Decreto nº 93.872 de 23 de dezembro de 1986, que versa sobre unificação dos recursos de caixa do Tesouro Nacional e dá outras providências.

De acordo com o Balanço Geral da União de 2016 (BRASIL, 2016), o valor inscrito e reinscrito em restos a pagar em 2017 foi de R\$ 148 bilhões, o que representa 6,6% do orçamento geral do Governo Federal. Comparando este valor com o déficit aprovado na Lei de Diretrizes Orçamentárias para 2017, que foi de R\$ 143 bilhões, a execução dos restos a pagar pode dobrar o déficit financeiro do Governo Federal. Nesse contexto, segundo o Relatório da Avaliação dos restos a pagar (BRASIL, 2017), a educação, depois dos encargos especiais, é a segunda despesa que mais contribui com o restos a pagar do Governo Federal.

As despesas de educação são aquelas que ocorrem na administração central do Ministério da Educação, órgãos de apoio como CAPES (Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior) e INEP (Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira), Universidades Federais e Institutos Federais.

2 OBJETIVOS

O objetivo é desenvolver um modelo probabilístico que determine até que período se deve manter empenhos em restos a pagar, considerando as diversas variáveis orçamentárias. Para isso, foi feita a extração da base de dados do orçamento do Governo Federal de empenhos em restos a pagar. Também foram definidas as variáveis orçamentárias chaves que impactam no pagamento dos empenhos em restos a pagar e foi mensurado o impacto dessas variáveis no modelo. Por fim, foram elaborados submodelos com menor nível de incerteza.

O interesse é encontrar o período ótimo para manter empenhos em restos a pagar, pois se o cancelamento for tardio e o empenho permanecer inscrito, ele gera incerteza desnecessária no resultado fiscal do governo. E se o cancelamento ocorrer em um período antes de sua provável liquidação gerará perdas de orçamento.

Para isso, é necessário verificar se empenhos em restos a pagar tem comportamentos diferentes, considerando variáveis orçamentárias até então ignoradas pelos normativos, como unidade orçamentária e grupo de despesa.

Ou seja, trazer para a sociedade informações de modo a subsidiar normativos que otimizem o resultado dos restos a pagar no sentido de não haver empenhos desnecessariamente inscritos, nem cancelamentos que comprometam a execução do orçamento.

Modelos de regressão foram utilizados de modo a identificar, para diversas variáveis, qual a dependência da proporção paga de restos a pagar considerando o valor inicialmente inscrito y , em relação ao tempo em que os empenhos já estavam inscritos em restos a pagar x .

Assim, buscou estimar a equação como segue:

$$y = f(x) + \epsilon \quad (2.1)$$

Em que $f(x)$ foi testada por vários métodos.

Considerando o modelo linear de duas variáveis, temos que β_0 é um parâmetro sem interpretação no fenômeno e o β_1 é um parâmetro que indica a evolução do pagamento em relação à idade do empenho.

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + \epsilon \quad (2.2)$$

Como no caso estudado o valor pago diminui com o tempo, então o β_1 é negativo.

3 REVISÃO DE LITERATURA

3.1 Orçamento Federal

3.1.1 Panorama geral

O orçamento público federal tem diversas leis que organizam e disciplinam sua utilização. Com o desenvolvimento das ciências contábeis e da administração pública, os normativos foram se adaptando, tornando todo o processo orçamentário mais claro e seguro. Em [Pires e Motta \(2006\)](#), é demonstrado que a origem e os fundamentos do orçamento são encontrados na própria história dos regimes democráticos, podendo um bom orçamento prestar serviços e estimular o desenvolvimento.

Dentre essas leis, de acordo com a hierarquia das normas legais, a Constituição Federal de 1988, prevalece sobre todas as outras normas infraconstitucionais.

(...)

Art. 165. Leis de iniciativa do Poder Executivo estabelecerão:

I - o plano plurianual;

II - as diretrizes orçamentárias;

III - os orçamentos anuais.

§ 1º A lei que instituir o plano plurianual estabelecerá, de forma regionalizada, as diretrizes, objetivos e metas da administração pública federal para as despesas de capital e outras delas decorrentes e para as relativas aos programas de duração continuada.

§ 2º A lei de diretrizes orçamentárias compreenderá as metas e prioridades da administração pública federal, incluindo as despesas de capital para o exercício financeiro subsequente, orientará a elaboração da lei orçamentária anual, disporá sobre as alterações na legislação tributária e estabelecerá a política de aplicação das agências financeiras oficiais de fomento.

(...)

§ 5º A lei orçamentária anual compreenderá:

I - o orçamento fiscal referente aos Poderes da União, seus fundos, órgãos e entidades da administração direta e indireta, inclusive fundações instituídas e mantidas pelo Poder Público; (...) ([BRASIL, 1988](#))

A constituição determina que a Lei Orçamentária Anual, obedecendo o que está estabelecido no Plano Plurianual e na Lei de Diretrizes Orçamentárias, compreenderá o orçamento fiscal da administração direta e indireta, o que no presente trabalho será restrito ao Ministério da Educação (MEC) como administração direta e Universidades, Institutos e outros órgãos ligados ao MEC como administração indireta.

Nesse contexto, a Lei de Responsabilidade Fiscal ([BRASIL, 2000](#)), veio estabelecer normas de finanças públicas voltadas para a responsabilidade na gestão fiscal que pressupõe a ação planejada, em que se previnem riscos e corrigem desvios capazes de afetar o equilíbrio das contas públicas. Para tal, é necessário o cumprimento de metas de resultados de receitas e despesas e a obediência a limites e condições no que tange, entre outras coisas, à geração de despesas e inscrição em restos a pagar.

Apesar de ser uma lei mais antiga que a própria constituição, a Lei nº 4.320 de 17 de março de 1964, foi recepcionada pela nova constituinte. Nela, são estabelecidas normas gerais do direito financeiro, são apresentados os princípios orçamentários e trata de temas como despesa, empenho e pagamento.

Art. 2 A Lei do Orçamento conterà a discriminação da receita e despesa de forma a evidenciar a política econômica financeira e o programa de trabalho do Govêrno, obedecidos os princípios de unidade universalidade e anualidade.

(...)

§ 1 Integrarão a Lei de Orçamento:

(...)

IV - Quadro das dotações por órgãos do Govêrno e da Administração.

(...)

Art. 12. A despesa será classificada nas seguintes categorias econômicas: (Vide Decreto-lei nº 1.805, de 1980)

DESPESAS CORRENTES

Despesas de Custeio

Transferências Correntes

DESPESAS DE CAPITAL

Investimentos

Inversões Financeiras

Transferências de Capital

(...)

Art. 34. O exercício financeiro coincidirá com o ano civil.

Art. 35. Pertencem ao exercício financeiro:

I - as receitas nele arrecadadas;

II - as despesas nele legalmente empenhadas.

(...) ([BRASIL, 1964](#))

No artigo 35 da Lei nº 4.320, está dito que pertencem ao exercício financeiro as despesas nele legalmente empenhadas. Contudo, como apresentado em [Ribeiro \(2014\)](#), a contabilidade brasileira se baseia em resoluções do Conselho Federal de Contabilidade, e na norma brasileira de contabilidade aplicada ao setor público - estrutura conceitual de 23 de setembro de 2016 ([CFC, 2016](#)), está implícito o princípio da competência que diz que as transações e seus efeitos sejam reconhecidos nos

períodos a que se referem. Ou seja, o empenho é uma despesa apenas do ponto de vista orçamentário, não havendo no momento do empenho qualquer prestação de serviço ou mesmo obrigação de pagamento.

A despesa só é gerada no momento da prestação do serviço ou entrega do produto e o pagamento propriamente dito só acontecerá em momento posterior. Do ponto de vista orçamentário, a despesa em resto a pagar, pertence ao exercício financeiro em que é empenhado, afinal há suporte orçamentário para tal despesa. Do ponto de vista contábil, pelo regime de escrituração pela competência, a despesa em resto a pagar pertence ao período em que é liquidado. E do ponto de vista financeiro, a despesa em resto a pagar, pertence ao período em que é efetivamente pago ao fornecedor, obedecendo ao regime de escrituração pelo caixa (Tabela 2) (KOHAMA, 2013).

Tabela 2 – Período em que os restos a pagar têm seu efeito registrado de acordo com os 3 pontos de vista e etapas da execução da despesa. Orçamentário com a data do empenho, contábil com a data da liquidação e financeiro com a data do pagamento:

	Restos a pagar processados	Restos a pagar não processados
Orçamentário	t	t
Contábil	t	t+1
Financeiro	t+1	t+1

Fonte: (Próprio autor, 2019).

Assim sendo, algumas despesas empenhadas em um exercício só terão seus efeitos de despesa e pagamento em um exercício posterior, dando origem assim aos restos a pagar.

3.1.2 Restos a Pagar

A Lei 4.320 de 1964, no artigo 36, diz que “consideram-se Restos a Pagar as despesas empenhadas mas não pagas até o dia 31 de dezembro, distinguindo-se as processadas das não processadas” (BRASIL, 1964). Nesse caso, os restos a pagar não processados, são aquelas despesas que foram empenhadas, mas, além de não serem pagas, também não foram liquidadas, ou seja, não houve o registro, pelo regime da competência, da prestação do serviço ou entrega do produto. A Figura 3 ilustra o fluxo dos restos a pagar no orçamento do Governo Federal.

O Decreto nº 93.872 de 23 de dezembro de 1986, que versa sobre unificação dos recursos da caixa do Tesouro Nacional, diz o seguinte sobre os restos a pagar:

(...)

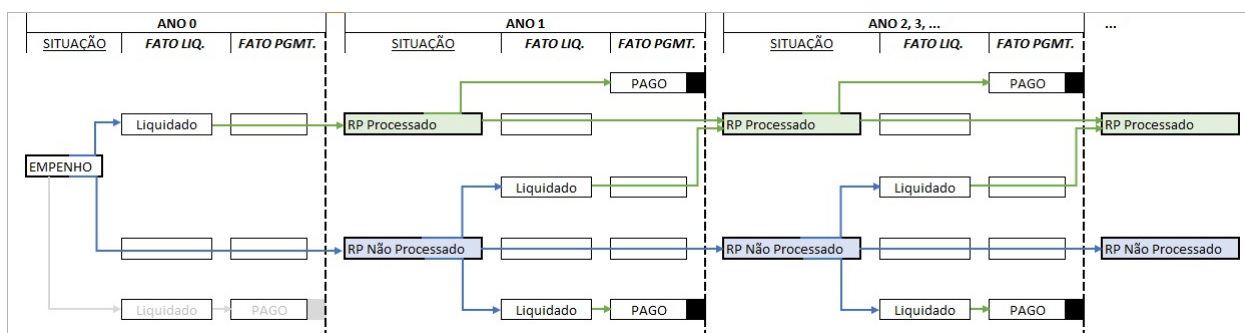


Figura 3 – Fluxo dos restos a pagar

Fonte: (Próprio autor, 2019).

Art . 67. Considerem-se Restos a Pagar as despesas empenhadas e não pagas até 31 de dezembro, distinguindo-se as despesas processadas das não processadas

§ 1º Entendem-se por processadas e não processadas, respectivamente, as despesas liquidadas e as não liquidadas, na forma prevista neste decreto.

(...)

§ 2º Os restos a pagar inscritos na condição de não processados e que não forem liquidados serão bloqueados pela Secretaria do Tesouro Nacional do Ministério da Fazenda em 30 de junho do segundo ano subsequente ao de sua inscrição, e serão mantidos os referidos saldos em conta contábil específica no Sistema Integrado de Administração Financeira do Governo Federal - Siafi.

(...)

Os restos a pagar, de modo geral, terão sua vigência dada por 18 meses, o que implica que um empenho inscrito em restos a pagar no final do exercício de 2016, poderá ser liquidado e pago até 30 de junho de 2018 (SILVA, 2008).

A redação do decreto também determina algumas situações de exceção que podem manter seus restos a pagar sem prazo determinado.

§ 3º Não serão objeto de bloqueio os restos a pagar não processados relativos às despesas:

I - do Ministério da Saúde; ou

(...)

Contudo, tal trecho do Decreto 93.872 foi recentemente alterado, em 28 de junho de 2018, e vale anotar qual era o texto até essa data:

§ 3o Permanecem válidos, após a data estabelecida no § 2o, os restos a pagar não processados que:

I - sejam relativos às despesas:

a) do Programa de Aceleração do Crescimento - PAC;

- b) do Ministério da Saúde; ou
 - c) do Ministério da Educação financiadas com recursos da Manutenção e Desenvolvimento do Ensino.
- (...)

Essa alteração foi dada pelo Decreto nº 9.428 de 28 de junho de 2018 e retira as despesas de educação do rol de empenhos em restos a pagar que não precisam ser cancelados após 18 meses.

Inicialmente, a ausência de prazo poderia ser considerada ruim para o controle das contas públicas, dado essa ser uma despesa tão impactante no orçamento geral da União. Contudo, não foi verificado estudos sobre o impacto da alteração de prazo na disponibilidade de recurso em uma área tão sensível do Brasil como é a educação pública.

Por isso, o presente trabalho aborda empenhos antes da modificação dada pelo Decreto nº 9.428, de modo a captar qual o período em que os empenhos em restos a pagar naturalmente não têm mais utilidade e não são mais liquidados e pagos, sem interferência do novo normativo.

Contudo, o período de análise também ficou limitado aos empenhos inscritos a partir de 2010. Tal limitação decorre da criação dos Institutos Federais pela Lei nº 11.892 de 29 de dezembro de 2008, mediante integração ou transformação das antigas escolas técnicas. Ou seja, passaram a ser órgãos propriamente ditos apenas no ano de 2009, tendo orçamento próprio e gerando restos a pagar a partir do ano de 2010, quando o MEC passou a apresentar uma estrutura semelhante à atual.

Assim, para uma análise completa e comparável entre órgãos do MEC, numa janela de 48 meses, o período ficou restrito aos empenhos inscritos a partir de 2010 até 2014.

3.2 Métodos Estatísticos

3.2.1 Análise de regressão

Segundo [Gujarati \(2006\)](#), análise de regressão é o estudo da dependência de uma variável em relação a uma ou mais variáveis explicativas. Muito utilizado nos estudos econômicos, a análise é a ferramenta mais útil para econométricos e normalmente busca comprovar uma teoria sobre o comportamento de alguma variável em relação a outra ([GREENE, 2012](#)).

A Figura 4, exemplifica uma regressão mostrando a relação entre renda e consumo agregado para os Estados Unidos, no período de 2000 a 2009.

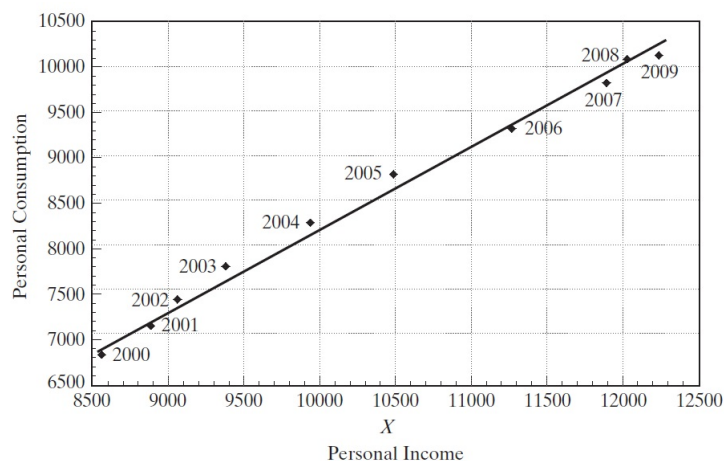


Figura 4 – Exemplo de regressão com dados agregados de consumo e renda para os Estados Unidos no período de 2000 a 2009

Fonte: [Greene \(2012\)](#).

O modelo de regressão linear é definido pela equação:

$$y = \beta_0 + x_1\beta_1 + x_2\beta_2 + \dots + x_k\beta_k + \epsilon \quad (3.1)$$

em que y é a variável dependente, os x_i 's são as variáveis explicativas, os β_i 's são os parâmetros do modelo a serem estimados e ϵ o erro inerente ao modelo.

Os β 's podem ser estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinários ou pelo método da máxima verossimilhança, sendo o primeiro matematicamente intuitivo, mais simples e gera resultados semelhantes ao segundo ([GUJARATI, 2006](#)).

Em um modelo de duas variáveis, uma dependente e outra explicativa, os valores de β_1 e β_0 são estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinários, como segue:

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum x_i y_i}{\sum x_i^2} \quad (3.2)$$

$$\hat{\beta}_0 = \bar{Y} - \hat{\beta}_1 \bar{X} \quad (3.3)$$

em que, além das variáveis já apresentadas, $\hat{\beta}_1$ e $\hat{\beta}_0$ são os estimadores pelo método dos mínimos quadrados ordinários para β_0 e β_1 , e \bar{Y} e \bar{X} são as médias amostrais das variáveis dependente e explicativa, respectivamente ([PEREDA; ALVES, 2018](#)).

Para se fazer inferências sobre os parâmetros estimados é preciso estabelecer algumas premissas sobre o modelo. Entre elas, podemos destacar a homocedasticidade, a não autocorrelação e a normalidade dos erros.

3.2.1.1 Transformações para linearização dos dados

Contudo, alguns modelos não se apresentam de forma linear. Em certos casos, uma transformação monotônica é suficiente para linearizar os dados podendo assim utilizar as hipóteses e testes dos modelos lineares.

As transformações podem ser do tipo log-linear, semilogarítmicas, recíprocas e recíprocas logarítmicas (GUJARATI, 2006).

O modelo log-linear consiste em transformar os dados das variáveis dependente e explicativa pelo seu logaritmo neperiano, ficando como segue:

$$\log y = \beta_0 + \log x_1 \beta_1 + \epsilon \quad (3.4)$$

encontrando uma relação linear entre os logaritmos dos dados.

Para efeito desse trabalho, a função $\log(a)$ é logaritmo de a na base e , ou seja, o logaritmo neperiano de a .

Os modelos semilogarítmicos consistem em transformar os dados da variável dependente ou da variável explicativa pelo seu \log , ficando como segue:

$$y = \beta_0 + \log x_1 \beta_1 + \epsilon \quad (3.5)$$

$$\log y = \beta_0 + x_1 \beta_1 + \epsilon \quad (3.6)$$

encontrando uma relação linear entre os logaritmos dos dados.

Os modelos recíprocos e recíprocos logarítmicos consistem em transformar os dados como segue:

$$y = \beta_0 + \frac{1}{x_1} \beta_1 + \epsilon \quad (3.7)$$

$$\log y = \beta_0 + \frac{1}{x_1} \beta_1 + \epsilon \quad (3.8)$$

De modo geral, todas essas representações consistem em encontrar uma transformação monotônica que torne a relação entre os dados transformados, linear (HOFFMANN et al., 2016).

3.2.1.2 Regressão segmentada

Existem registros da utilização do modelo de regressão segmentada em Mamesh et al. (1956) em que foi apresentada a Figura 5, indicando que a penicilina não

afetava a quantidade de vitamina B1 necessária para uma performance ótima abordada no artigo.

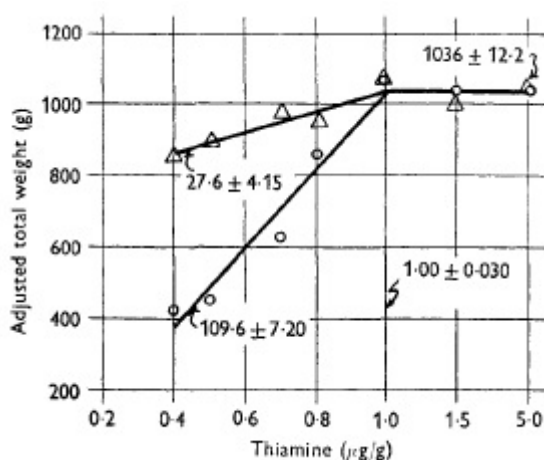


Figura 5 – Gráfico da alteração da sensibilidade da dieta à Vitamina B1 pela penicilina
 Fonte: Mameesh, 1956.

Porém o modelo foi formalmente apresentado em Robbins et al. (1986), onde foram descritas suas equações, seus parâmetros e métodos para estimação. Um dos benefícios desse modelo é sua simplicidade de estimação e interpretação. E além disso, muitos comportamentos que se aproximam de uma assíntota podem ser descritos pelo modelo de regressão segmentada, sendo eficiente para indicar o momento em que uma variável independente não interfere mais na variável resposta.

Tem sido amplamente utilizado para determinar em que ponto a relação entre a variável explicativa e dependente muda (PEIXOTO; FARIA; MORAIS, 2011), (MELO et al., 2018) e (PORTZ; DIAS; CYRINO, 2000).

O modelo tem um ponto de quebra que une os dois segmentos, podendo ser de uma inclinação, sendo a segunda parte de regressão de inclinação zero e de duas inclinações com a segunda parte com inclinação diferente de zero.

Como apresentado em Robbins et al. (1986), o modelo segmentado para uma inclinação e para duas inclinações é definido como:

$$Y = L + U(R - X_{LR}) \tag{3.9}$$

$$Y = L + U(R - X_{LR}) + V[X_{GR} - R] \tag{3.10}$$

em que Y é a variável dependente, L e R são a ordenada e abcissa do ponto de quebra, U é a inclinação da curva para $X < R$ e V é a inclinação da curva para $X > R$. Por

definição, $(R - X_{LR})$ é igual a zero quando $X > R$ e $[X_{GR} - R]$ é igual a zero quando $X < R$.

Os parâmetros L , R , U e V são estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinários.

Apesar de se tratar de um modelo com duas regressões lineares, em [Seber e Wild \(2003\)](#), o modelo é tratado como um tipo de regressão não linear onde há mudança de fase. Independente da interpretação que é dada ao modelo, ele pode ser de uma ou duas inclinações e pode ser com segmentos ligados ou separados no ponto de quebra.

O presente trabalho utilizou o ponto de quebra e estimou dois modelos lineares nos dados log-linearizados, um antes e outro após o ponto de quebra. Tal descontinuidade se apresentou como uma boa alternativa para o modelo diminuir o peso dos valores majorados pela log-transformação, nas proximidades da assíntota, onde a variável independente já teria pouco ou nenhum efeito na variável dependente.

3.2.2 Regressão não linear

Alguns modelos de regressão podem parecer não lineares. Contudo, se uma transformação for possível de linearizar, eles são lineares nos parâmetros. Os modelos não lineares são aqueles em que não é possível tal transformação ([GUJARATI, 2006](#)).

Alguns modelos de regressão não lineares têm o benefício da interpretação dos parâmetros, como no caso dos modelos de crescimento que seus parâmetros indicam o valor da assíntota e a taxa de crescimento. A curva de crescimento se trata da medida do tamanho de um objeto ou indivíduo contra o tempo x . Além da flutuação aleatória, o crescimento segue uma curva suave em que geralmente é assumida uma função $f(x; \theta)$, onde o objetivo é estimar o parâmetro θ ([SEBER; WILD, 2003](#)).

Para consistência dos parâmetros estimados, as condições de normalidade, homocedasticidade e não autocorrelação dos resíduos são mantidas.

Os modelos utilizados no trabalho foram Brody, Von Bertalanffy, Gompertz, Logístico e Logístico Modificado e tem suas respectivas funções dadas abaixo.

$$y = A(1 - Be^{-Cx}) \quad (3.11)$$

$$y = A(1 - Be^{-Cx})^3 \quad (3.12)$$

$$y = Ae^{(-Be^{Cx})} \quad (3.13)$$

$$y = \frac{A}{1 + Be^{-Cx}} \quad (3.14)$$

$$y = \frac{A}{1 + e^{(2-4(C(x-L)))}} \quad (3.15)$$

em que y é a proporção do valor acumulado pago em relação ao valor inicialmente inscrito em restos a pagar, até um dado mês x . O parâmetro A indica o valor máximo da função, B é um parâmetro de forma, sem interpretação, C indica a taxa de crescimento da função e L indica o período de latência até o crescimento da função (SARMENTO et al., 2006), (MELLO et al., 2008) e (MOREIRA et al., 2016).

3.2.3 Testes estatísticos

Existem vários meios de se verificar o ajuste de uma regressão ao fenômeno estudado. Alguns testes determinam a consistência do modelo e outros determinam a qualidade do ajuste.

Os testes de consistência são utilizados para determinar se o modelo é válido, como no caso de Teste F, p-valor dos parâmetros e se as hipóteses de normalidade, homocedasticidade e não auto-correlação dos resíduos são atendidas. Caso sejam atendidas em mais de um modelo para o mesmo fenômeno, se usam os testes de qualidade, que servem para comparar resultados entre regressões, e foram utilizados o coeficiente de determinação R^2 ajustado, o quadrado médio do erro (QME), o desvio médio absoluto (DMA), o erro percentual médio absoluto (EPMA), o critério de informação de Akaike (AIC) e o critério de informação Bayesiano (BIC).

3.2.3.1 Teste de consistência do modelo

A Normalidade foi verificada pelo teste Shapiro-Fancia, que é um teste de mesmo poder que o Shapiro-Wilk, sendo mais simples (SHAPIRO; FRANCIÀ, 1972). Em Ahmad e Khan (2015), o teste é indicado como o melhor para identificar não normalidade dos resíduos.

O teste consiste em verificar as seguintes hipóteses:

$$\begin{cases} H_0 : \text{os erros têm distribuição normal} \\ H_1 : \text{os erros não têm distribuição normal} \end{cases}$$

Apesar de ser útil na construção de intervalos de confiança e estatísticas de teste, a normalidade dos resíduos, conforme apontado em Greene (2012), não é necessária para obter muitos dos resultados usados. Sendo os regressores bem comportados e observações independentes, então a normalidade assintótica do estimador de mínimos

quadrados não depende da normalidade dos distúrbios, sendo uma consequência do teorema do limite central. Um bom limite para tal suposição é um tamanho amostral maior que 50, como o presente trabalho utilizou um valor próximo (48) foi feito durante todo o desenvolvimento do estudo a análise com e sem a restrição da normalidade.

A autocorrelação para os modelos lineares foi verificada pelo teste de Durbin-Watson (DURBIN; WATSON, 1951), que busca identificar correlação serial entre os resíduos da regressão.

O teste consiste em verificar as seguintes hipóteses:

$$\begin{cases} H_0 : \rho = 0 \\ H_1 : \rho \neq 0 \end{cases}$$

em que ρ é o coeficiente de autocorrelação.

A estatística do teste é dada por:

$$d = \frac{\sum_{i=2}^N (\hat{e}_i - \hat{e}_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^N (\hat{e}_i)^2} \quad (3.16)$$

O valor da estatística está entre $0 < d < 4$. Os limites de rejeição ou não da hipótese H_0 são dados pelos valores de d_L e d_U , definidas pela tabela do teste.

Para os modelos não lineares, a correlação foi verificada pelo teste de aleatoriedade dos resíduos, teste runs (SIEGEL; CASTELLAN, 1975).

A homocedasticidade foi verificada pelo teste de Breusch-Pagan (BREUSCH; PAGAN, 1979), *studentizado* conforme demonstrado em Koenker (1981).

É estimado se a variância do erro muda para diferentes valores de x , conforme o seguinte teste de hipótese:

$$\begin{cases} H_0 : Var(e_i | x_1, \dots, x_n) = \sigma^2 \quad \forall i \\ H_1 : Var(e_i | x_1, \dots, x_n) = f(x_1, \dots, x_n) \neq \sigma^2 \end{cases}$$

em que $e_i = y_i - \hat{y}_i$ é o erro da estimativa e x_i os valores observados da variável explicativa.

3.2.3.2 Teste de qualidade do modelo

Para os testes QME, DMA e EPMA, temos as seguintes equações:

$$QME = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{n - p - 1} \quad (3.17)$$

$$DMA = \frac{\sum_{i=1}^n |(y_i - \hat{y}_i)|}{n - p - 1} \quad (3.18)$$

$$EPMA = \frac{100 \times \sum_{i=1}^n \frac{|(y_i - \hat{y}_i)|}{y_i}}{n - p - 1} \quad (3.19)$$

em que y_i é o valor observado, \hat{y}_i o valor estimado, n o tamanho da amostra e p a quantidade de parâmetros estimados, sendo $n - p - 1$ o grau de liberdade. O objetivo é encontrar o modelo que diminui os valores dos testes, sendo esse modelo o preferido em relação aos outros modelos candidatos.

Também foram utilizados os coeficientes de determinação R^2 , o R^2 ajustado e o Pseudo R^2 por Cox e Snell. O primeiro tem sua fórmula dada por:

$$R^2 = 1 - \frac{SQE}{SQT} \quad (3.20)$$

em que SQE é a soma dos quadrados dos erros e SQT é a soma dos quadrados totais.

Já o R^2 ajustado tem sua fórmula dada por:

$$R_a^2 = 1 - \left(\frac{n - 1}{n - (p + 1)} \right) (1 - R^2) \quad (3.21)$$

em que R_a^2 é o coeficiente de determinação ajustado, n o tamanho da amostra, p a quantidade de parâmetros e R^2 o coeficiente apresentado anteriormente. Tal ajuste diz respeito à ponderação do coeficiente pelo tamanho amostral e pela quantidade de parâmetros.

E o pseudo R^2 de Cox e Snell (COX; SNELL, 1968) tem sua fórmula dada por:

$$R_{CS}^2 = 1 - \left(\frac{L(Nulo)}{L(Completo)} \right)^{2/n} \quad (3.22)$$

em que n é o tamanho amostral, $L(Nulo)$ é a função de verossimilhança apenas com intercepto e $L(Completo)$ é a função de verossimilhança do modelo completo (SMITH; MCKENNA, 2013).

Para todos os coeficientes de determinação, quanto maior o valor, melhor é o modelo.

Além desses teste, foram utilizados o AIC (AKAIKE, 1974) e o BIC (SCHWARZ et al., 1978), que são descritos pelas equações:

$$AIC = -2 \log L + 2(p + 1) \quad (3.23)$$

$$BIC = -2 \log L + (p + 1) \log(n) \quad (3.24)$$

em que L é a função de verossimilhança dos modelos, n é o tamanho da amostra e p é o número de parâmetros livres. Os melhores modelos são aqueles que apresentarem os menores valores para AIC e BIC.

Ambos são funções do log da verossimilhança com termos de penalidade adicionados para o número de parâmetros (SCHABENBERGER; PIERCE, 2001).

3.2.3.3 Teste de agrupamento de Scott-Knott

O teste de agrupamento utilizado para determinar se os grupos são homogêneos, foi o teste de Scott-Knott (SCOTT; KNOTT, 1974). Para tal inferência se pode utilizar análises múltiplas. Contudo, a análise de cluster ou agrupamento é um método que utiliza técnicas mais diretas. Quando o teste-F na análise de variância indica diferenças entre médias, é importante identificar onde essas diferenças estão. Com o teste, é possível se verificar quais médias não apresentam diferenças entre si e quais apresentam, formando grupos que podem ser posteriormente analisados.

Em Borges e Ferreira (2003), foram verificados vários testes de agrupamentos e, pelo fato de possuir poder elevado e por ser robusto à violação de normalidade, foi recomendada a utilização do teste de Scott-Knott.

4 MATERIAL E MÉTODOS

Os dados foram coletados do Portal da Transparência ¹ para o Ministério da Educação e seus órgãos vinculados. Demonstram a execução dos restos a pagar inscritos nos anos de 2010 a 2014, em uma janela de 48 meses. Tal janela se justifica pelo fato de que, em 29 de dezembro de 2008, através da Lei nº 11.892, foram criados os Institutos federais que só passaram a ter despesas inscritas em restos a pagar no ano de 2010. Além disso, como os dados foram até dezembro de 2017, para se ter janelas de mesmo tamanho (48 meses) a análise precisou ser restrita aos empenhos inscritos até o ano de 2014. Ou seja, para os empenhos inscritos em 2014, foi analisada sua execução em 2014, 2015, 2016 e 2017, para os inscritos em 2013, foi analisada sua execução em 2013, 2014, 2015 e 2016, e assim sucessivamente. Dessa forma, foram 5 anos de empenhos inscritos em restos a pagar, analisados por 48 meses.

Após a extração, os dados foram organizados pelos seguintes grupos de variáveis orçamentárias: Fonte de Recurso, Grupo de Despesa, Natureza de Despesa, Unidade Orçamentária e Unidade Orçamentária Agrupada.

Os dados foram organizados para evidenciar quanto do valor inicialmente inscrito em Restos a Pagar foi efetivamente pago por mês, para cada uma das variáveis de cada um dos grupos apresentados acima. Conforme pode ser visto no primeiro gráfico da Figura 6, os dados tem um comportamento próximo a uma exponencial, sendo possível a linearização pela log-transformação, somando os valores iguais a zero a 0,000001, alterando de 0,00% para 0,00001% o valor da assíntota, não afetando significativamente os resultados do trabalho e tornando possível a linearização.

Para a análise dos dados acumulados, foi utilizada a mesma lógica mudando apenas a análise para o percentual acumulado pago em relação ao valor inicialmente inscrito, por mês e para cada variável do grupo estudado.

Observando as Figuras 6 e 7, com os gráficos dos dados organizados, se pode verificar que a transformação log-lin para os dados não acumulados e logarítmica recíproca para os dados acumulados se mostram apropriadas à linearização para serem aplicadas às regressões lineares, segmentadas e segmentada de duas retas. Além disso, em primeira análise, os dados acumulados se mostraram apropriados à regressão não linear com modelos de crescimento, evidenciando assim o crescimento do pagamento dos restos a pagar pagos até uma determinada data.

Com as transformações feitas, os comportamentos das regressões lineares, segmentadas e segmentadas de duas retas podem ser observados na Figura 8. Vale

¹ <http://www.portaltransparencia.gov.br/despesas>

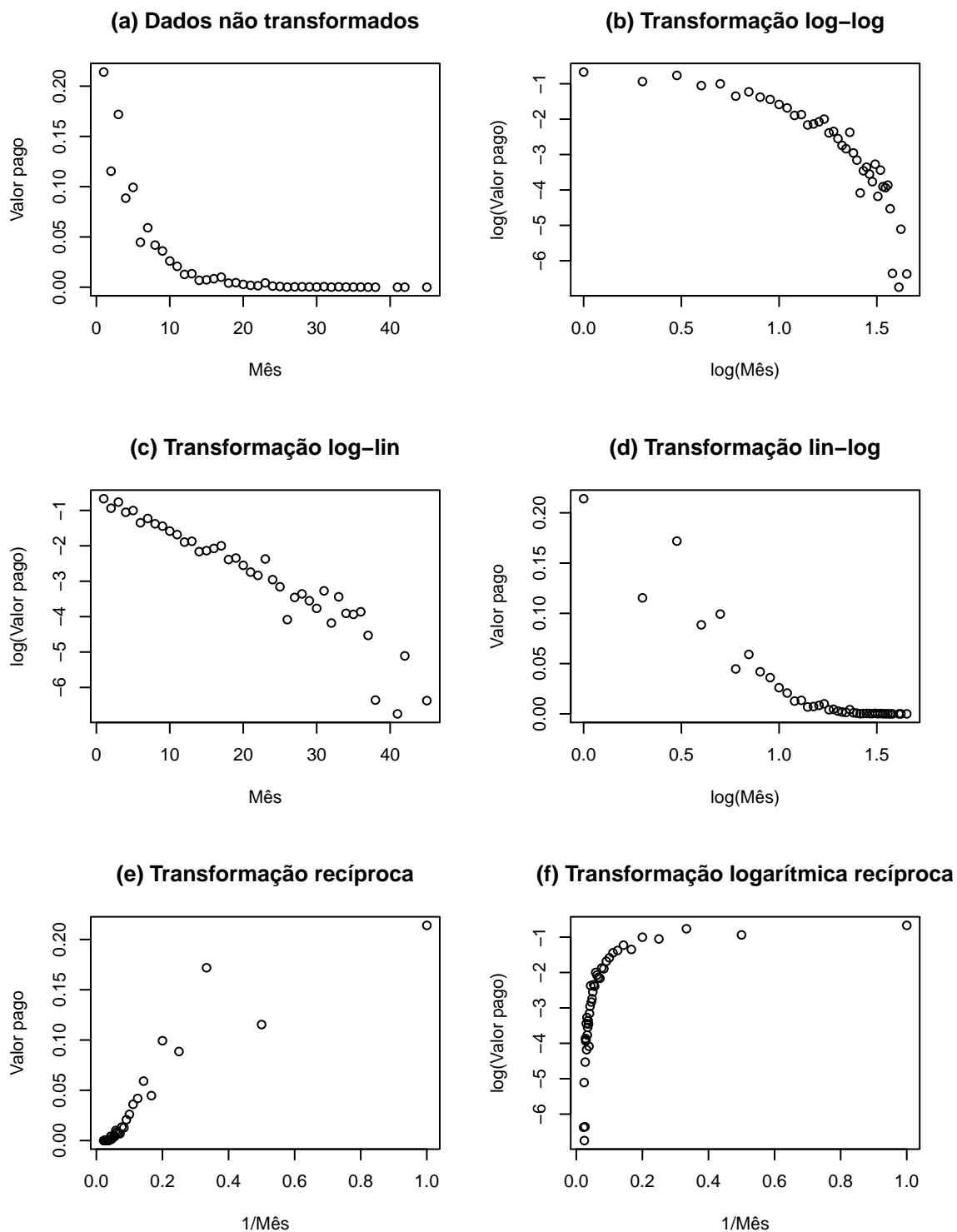


Figura 6 – Proporção do valor pago em restos a pagar em relação ao valor inicialmente inscrito para a Unidade Orçamentária 26.242 nas despesas de custeio e transformações logarítmicas e recíprocas

Fonte: (Próprio autor, 2019).

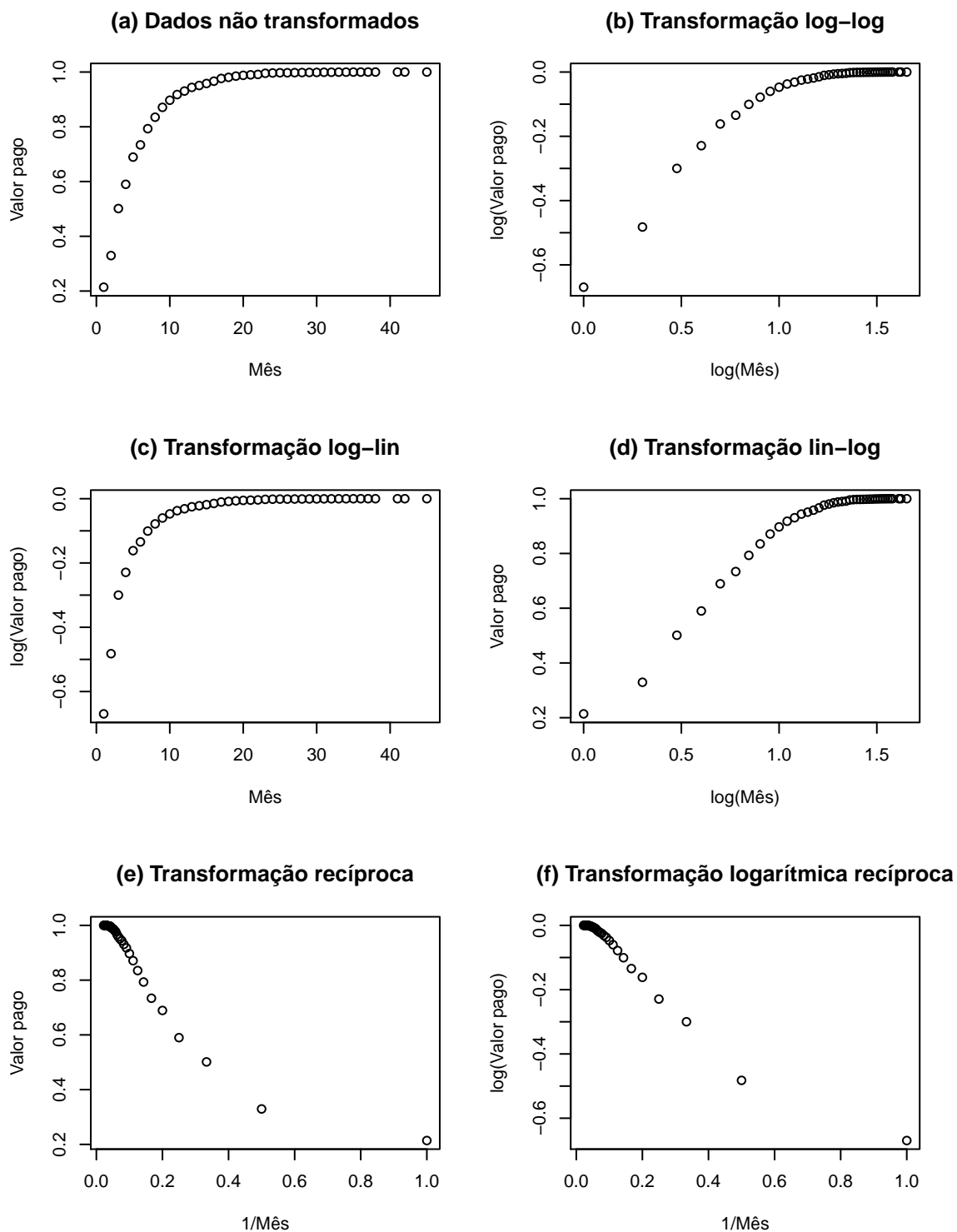


Figura 7 – Proporção do valor acumulado pago em restos a pagar em relação ao valor inicialmente inscrito para a Unidade Orçamentária 26.242 nas despesas de custeio e transformações logarítmicas e recíprocas

Fonte: (Próprio autor, 2019).

apontar que, no segundo gráfico da Figura, o excesso de zeros no final da curva, faz com que a curva da regressão linear sobre os dados transformados não consiga captar o real efeito nos primeiros meses analisados, ficando abaixo de quase todos os pontos até o décimo mês. Com o ponto de quebra da regressão segmentada, é possível estimar em que mês a regressão muda de tendência. Dadas as características dos dados e do fenômeno, esse ponto é sempre muito próximo de zero, não interferindo nos resultados esperados.

Para os dados acumulados, foram feitas as regressões não lineares de modelos de crescimento e tiveram seus comportamentos muito semelhantes, conforme Figura 9. Inicialmente, os cinco modelos apareceram muito bem ajustados aos dados. Tais modelos tem a facilidade da interpretação dos resultados pelos próprios parâmetros estimados.

Foram executadas as 11 regressões para cada ano, de cada variável, de cada grupo de variáveis e foram aplicados os testes de normalidade, auto-correlação e homocedasticidade. Além disso, foram feitos os testes de qualidade de ajuste QME, DMA, EPMA, AIC, BIC e R^2 ajustado, além do teste de pseudo R_{CS}^2 de Cox e Snell para os modelos não lineares.

Com base nos resultados apurados, foi verificado quais regressões não passaram nos testes de consistência do modelo e foram descartadas. Em seguida, havendo mais de um modelo candidato, o modelo mais apropriado foi determinado com base nos testes de qualidade de ajuste.

Com os modelos definidos, foi estimado pela integral da função de regressão qual o período em que apenas 1%, 5% e 10% das despesas inscritas em restos a pagar ainda seriam pagas.

No caso do presente trabalho, a variável de interesse é o período em que a função do modelo de regressão atinge um determinado nível. Para se estimar esse valor no modelo de regressão log-lin, é necessário achar o limite inferior da integral da função da regressão que tem seu cálculo demonstrado abaixo.

Seja o modelo log-lin com apenas uma variável explicativa e uma dependente, sua função é dada por:

$$\log y = \beta_0 + x\beta_1 \quad (4.1)$$

em que o interesse é saber qual o valor de x tal que a integral de y , a partir desse x até infinito, seja igual a uma dada perda considerada (PC). Então, substituindo x por t na equação, temos que:

$$y = e^{\beta_0} e^{x\beta_1} \quad (4.2)$$

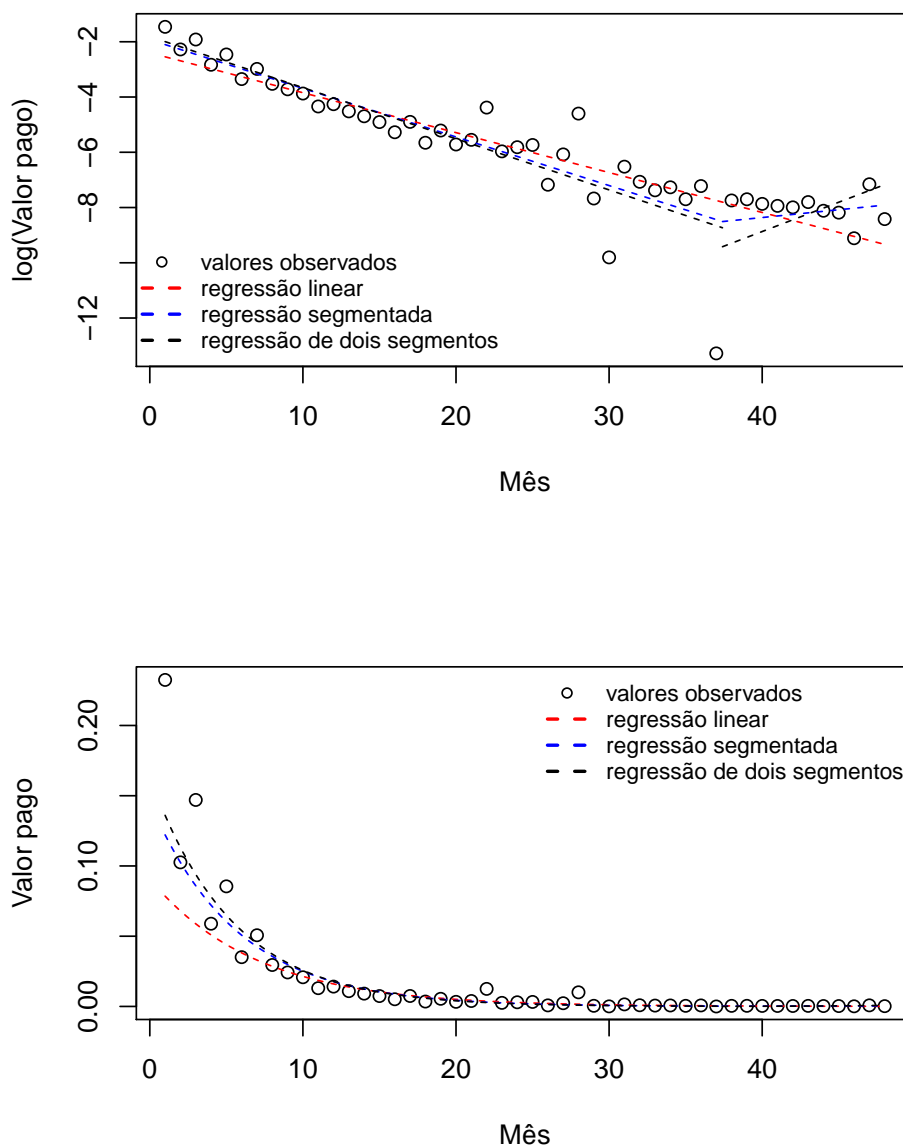


Figura 8 – Regressões linear, segmentada e segmentada de duas retas, sobre os dados transformados log-lin da proporção do valor pago em restos a pagar em relação ao valor inicialmente inscrito para a Unidade Orçamentária 26.242 nas despesas de custeio para o ano de 2013

Fonte: (Próprio autor, 2019).

$$PC = \int_x^\infty y(t)dt = \int_x^\infty e^{\beta_0} e^{t\beta_1} dt \quad (4.3)$$

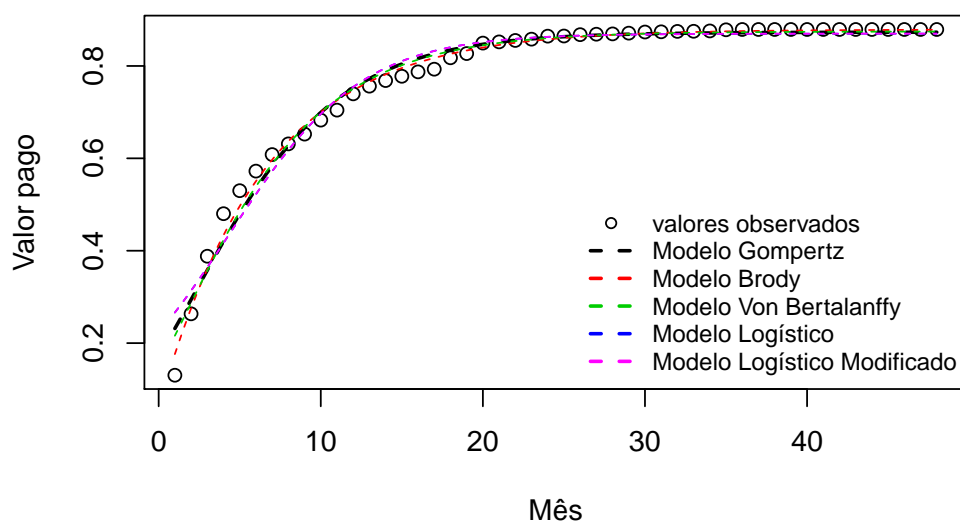


Figura 9 – Regressões não lineares de modelos de crescimento de Gompertz, Brody, Von Bertalanffy, Logístico e Logístico Modificado sobre os dados do valor acumulado pago em restos a pagar em relação ao valor inicialmente inscrito para a Unidade Orçamentária 26.242 nas despesas de custeio para o ano de 2013

Fonte: (Próprio autor, 2019).

Resolvendo a integral:

$$PC = e^{\beta_0} \int_x^{\infty} e^{t\beta_1} dt \quad (4.4)$$

$$PC = e^{\beta_0} \left[\frac{e^{t\beta_1}}{\beta_1} \right]_x^{\infty} \quad (4.5)$$

$$PC = e^{\beta_0} \left[\lim_{t \rightarrow \infty} \left(\frac{e^{t\beta_1}}{\beta_1} \right) - \frac{e^{x\beta_1}}{\beta_1} \right] \quad (4.6)$$

Como o modelo é decrescente, então β_1 é negativo, fazendo com que o limite dentro da equação vá para zero, logo:

$$PC = -\frac{e^{\beta_0} e^{x\beta_1}}{\beta_1} \quad (4.7)$$

Colocando a variável de interesse x em evidência, temos:

$$PC \cdot \beta_1 = -e^{\beta_0} e^{x\beta_1} \quad (4.8)$$

$$e^{x\beta_1} = -\frac{PC \cdot \beta_1}{e^{\beta_0}} \quad (4.9)$$

$$e^{x\beta_1} = PC \cdot (-\beta_1) e^{-\beta_0} \quad (4.10)$$

$$x\beta_1 = \log(PC) + \log(-\beta_1) - \beta_0 \quad (4.11)$$

$$x = \frac{\log(PC) + \log(-\beta_1) - \beta_0}{\beta_1} \quad (4.12)$$

Com os parâmetros β_0 e β_1 estimados e substituindo a perda considerada (PC) pelo valor de 0,05, por exemplo, se pode saber a partir de que mês apenas 5% das despesas inicialmente inscritas em restos a pagar ainda seriam pagas.

A Figura 10 demonstra graficamente, para os dados não acumulados, qual o ponto de interesse no estudo. Esse ponto é o limite inferior da integral definida do modelo de regressão até infinito, quando a integral é igual a 0,01, 0,05 e 0,1. Já a Figura 11, demonstra a mesma ideia, mas para os dados acumulados. Desta forma, o ponto de interesse pode ser estimado através da subtração do valor máximo pelo valor de perda considerada de 1%, 5% e 10%, que no caso do exemplo foi de 0,05.

Esses valores dizem respeito a quanto o Governo Federal estaria disposto a abrir mão de executar o restos a pagar em prol da diminuição na incerteza do resultado fiscal.

Com os resultados dos períodos, é feito o teste de Scott-Knott para determinar se, dentro dos grupos de variáveis, existe algum subgrupo com comportamento semelhante e qual o período ideal para se manter um empenho inscrito em restos a pagar, tendo em vista as perdas consideradas de 1%, 5% e 10%.

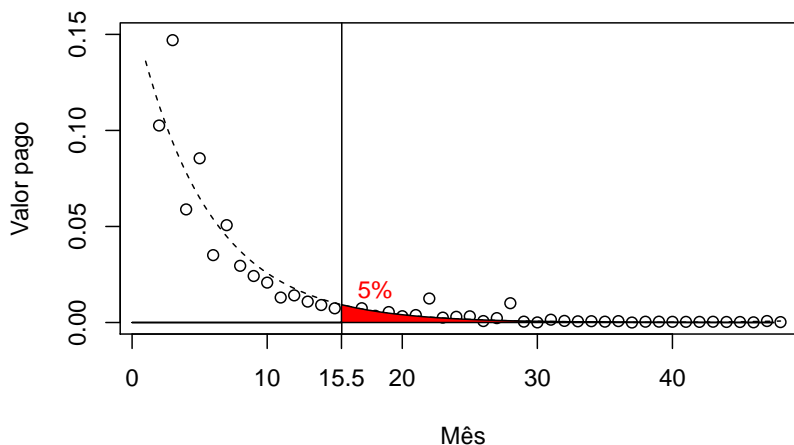


Figura 10 – Exemplo gráfico, com os dados não acumulados, da estimativa do período ideal para se manter empenho em restos a pagar.

Fonte: (Próprio autor, 2019).

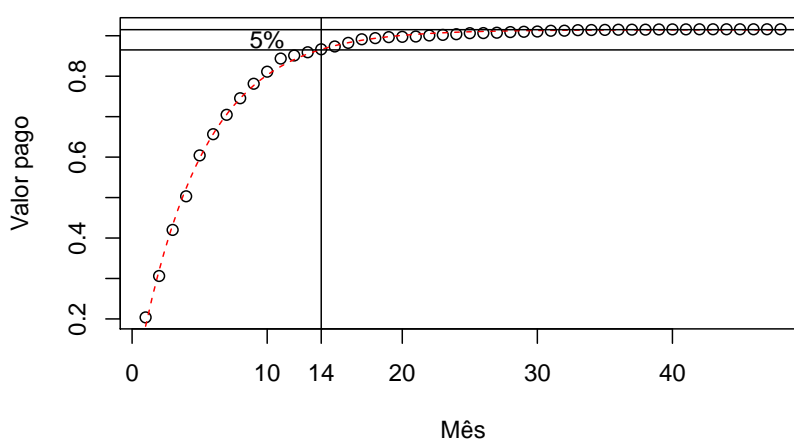


Figura 11 – Exemplo gráfico, com os dados acumulados, da estimativa do período ideal para se manter empenho em restos a pagar.

Fonte: (Próprio autor, 2019).

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os dados foram extraídos para os empenhos do Ministério da Educação inscritos em restos a pagar no período de 2010 a 2014. Foram organizados em 5 grupos de variáveis, que foram: fonte de recurso com 31 variáveis, grupo de despesa com 3 variáveis, natureza de despesa com 35 variáveis, unidade orçamentária com 111 variáveis e unidade orçamentária agrupada com 3 variáveis, totalizando 147.182 linhas de informação.

Foram feitas 22.132 regressões, com 11 modelos diferentes, sendo 3 regressões com os dados não acumulados transformados log-lin, 3 regressões com dados acumulados com transformação recíproca logarítmica e 5 regressões com os dados acumulados sem transformações. Nas 6 primeiras regressões, foram feitas as regressões lineares, segmentadas e segmentadas de duas retas, e nas 5 últimas regressões foram feitas regressões não lineares de modelos de crescimento, Brody, Von Bertalanffy, Gompertz, Logística e Logística Modificada. Cada uma dessas regressões foi feita para todas as variáveis de cada um dos 5 grupos, para todos os 5 anos, onde o interesse era a proporção do valor pago em relação ao tempo em que o empenho estava inscrito em restos a pagar, podendo ser acumulado ou não.

5.1 Resultados Estatísticos

Tendo em vista que para cada regressão foram utilizados 48 meses de dados, foi verificado se a restrição da normalidade dos resíduos interfere nos resultados.

Foram feitos os testes de consistência do modelo e de qualidade para todas as regressões acima citadas. A Tabela 3 demonstra a quantidade de regressões, para cada grupo de variáveis, que passaram nos testes de normalidade, autocorrelação e homocedasticidade, ao nível de confiança de 5%. Já a Tabela 4 também mostra a quantidade de regressões que passaram nos testes de consistência, mas abrindo mão da hipótese de normalidade.

Os grupos de variáveis indicados na Tabela são FONTE, indicando a fonte de recurso, GD_ND indicando o grupo de despesa em conjunto com a natureza de despesa, UO indicando a unidade orçamentária, UO_GD indicando a unidade orçamentária em conjunto com o grupo de despesa e UO_AGRUP_GD indicando a unidade orçamentária agrupada em conjunto com o grupo de despesa.

Para cada grupo, é indicado abaixo do nome da variável a quantidade total de regressões feitas e em cada linha, a quantidade de modelos que passaram nos testes,

sua proporção em relação à quantidade de regressões feitas para cada grupo e a sua proporção em relação ao orçamento. Nas colunas, estão indicados como os dados foram apresentados: se acumulado ou não, qual a transformação feita e qual o modelo de regressão adotado, sendo REG. NORMAL a regressão linear simples, REG. SEGM. a regressão segmentada e REG. 2 SEGM a regressão segmentada de duas retas.

Além desses, para os modelos de crescimento, BROD indica o modelo de Brody, GOMP indica do modelo de Gompertz, VONB indica o modelo de Von Bertalanffy, LOGI indica o modelo logístico e LGMD o modelo logístico modificado. Além dessas, existe a coluna EM 1 DOS 3 que indica, dentro dos dados não acumulados, com transformação log-lin, quantas variáveis passaram nos testes de consistência em pelo menos um dos três modelos de regressão. Tal adoção permitiu explicar mais variáveis.

No caso da Tabela 3, nenhum dos modelos de crescimento conseguiu explicar nenhuma variável dos cinco grupos. Quando é observado os dados acumulados, com transformação recíproca logarítmica, apenas a regressão segmentada de duas retas conseguiu explicar algumas variáveis chegando a explicar 12,17% das variáveis do grupo de fonte de recurso. Apesar da melhora em relação aos modelos de regressão linear simples e regressão segmentada, o valor representa apenas 15,48% do orçamento inicialmente inscrito. Ainda na Tabela 3, é possível ver que os melhores resultados foram para os dados transformados log-lin no modelo de regressão segmentada de duas retas, chegando a explicar 47,5% do orçamento organizado pelo grupo de despesa em conjunto com a natureza de despesa. Tal melhora vem do fato do modelo não sofrer tanto o impacto da log-transformação próxima da assíntota, que no caso do trabalho é um valor próximo de zero.

Quando considerados os 3 modelos aplicados aos dados não acumulados, 42,22% das variáveis (que representa 57,16% do orçamento) é explicado por pelo menos um dos 3 modelos de regressão, dentro do grupo da unidade orçamentária agrupada em conjunto com o grupo de despesa.

No caso da Tabela 4, quando é relaxada a hipótese de normalidade para consistência dos estimadores, apenas três modelos de crescimento conseguiram explicar alguma variável dos cinco grupos. Ainda assim, o resultado foi muito ruim, explicando 2 variáveis para fonte de recurso e 1 variável para grupo de despesa em conjunto com a natureza de despesa. Novamente, observando os dados acumulados, com transformação recíproca logarítmica, apenas a regressão segmentada de duas retas conseguiu um desempenho significativo, chegando a explicar 18,96% das variáveis do grupo de despesa em conjunto com natureza de despesa. Apesar da melhora em relação aos modelos de regressão linear simples e regressão segmentada, o valor representa apenas 27,89% do orçamento inicialmente inscrito.

DADOS	MENSAL						ACUMULADO					
	TRANSFORMAÇÃO LOG-LIN			TRANSFORMAÇÃO RECÍPROCA-LOGÍSTICA			MODELOS DE CRESCIMENTO - DADOS SEM TRANSFORMAÇÃO			MODELOS DE CRESCIMENTO - DADOS SEM TRANSFORMAÇÃO		
	REG. NORMAL	REG. SEGM.	REG. 2 SEGM	EM 1 DOS 3	REG. NORMAL	REG. SEGM.	REG. 2 SEGM	BROD	GOMP	VONB	LOGI	LGMD
QUANTID.	11	6	43	50	0	0	14	0	0	0	0	0
FONTE (115)	9,57%	5,22%	37,35%	43,48%	0,00%	0,00%	12,17%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
% EM ORÇAMENTO	2,45%	1,30%	43,23%	45,44%	0,00%	0,00%	15,48%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
QUANTID.	12	11	74	85	0	0	19	0	0	0	0	0
GD_ND (211)	5,69%	5,21%	35,07%	40,28%	0,00%	0,00%	9,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
% EM ORÇAMENTO	13,79%	16,04%	47,50%	54,84%	0,00%	0,00%	5,99%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
QUANTID.	91	44	128	208	0	0	63	0	0	0	0	0
UO (537)	16,95%	8,19%	23,84%	38,73%	0,00%	0,00%	11,73%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
% EM ORÇAMENTO	21,27%	13,16%	38,49%	58,90%	0,00%	0,00%	4,23%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
QUANTID.	197	68	345	496	0	0	95	0	0	0	0	0
UO_GD (1104)	17,84%	6,16%	31,25%	44,93%	0,00%	0,00%	8,61%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
% EM ORÇAMENTO	27,70%	15,75%	35,18%	46,33%	0,00%	0,00%	3,18%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
QUANTID.	7	6	15	19	0	0	3	0	0	0	0	0
UO_AGRUP_GD (45)	15,56%	13,33%	33,33%	42,22%	0,00%	0,00%	6,67%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
% EM ORÇAMENTO	31,88%	23,30%	37,03%	57,16%	0,00%	0,00%	1,40%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%

Tabela 3 – Quantidade total e relativa de regressões que passaram nos testes de normalidade, autocorrelação e homocedasticidade do modelo, por tipo de regressão, transformação e apresentação dos dados e grupo de variáveis.

Fonte: (Próprio autor, 2019).

DADOS	MENSAL						ACUMULADO					
	TRANSFORMAÇÃO LOG-LIN			TRANSFORMAÇÃO RECÍPROCA-LOGÍSTICA			MODELOS DE CRESCIMENTO - DADOS SEM TRANSFORMAÇÃO			MODELOS DE CRESCIMENTO - DADOS SEM TRANSFORMAÇÃO		
	REG. NORMAL	REG. SEGM.	REG. 2 SEGM	EM 1 DOS 3	REG. NORMAL	REG. SEGM.	REG. 2 SEGM	BROD	GOMP	VONB	LOGI	LGMD
QUANTID.	30	34	63	80	0	0	22	0	1	0	2	2
FONTE (115)	26,09%	29,57%	54,78%	69,57%	0,00%	0,00%	19,13%	0,00%	1,74%	0,00%	0,87%	0,87%
% EM ORÇAMENTO	26,69%	30,71%	68,65%	77,87%	0,00%	0,00%	26,78%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
QUANTID.	34	70	90	134	0	0	40	0	1	0	0	0
GD_ND (211)	16,11%	33,18%	42,65%	63,51%	0,00%	0,00%	18,96%	0,00%	0,47%	0,00%	0,00%	0,00%
% EM ORÇAMENTO	31,33%	49,59%	56,49%	69,17%	0,00%	0,00%	27,89%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
QUANTID.	159	165	203	325	0	3	87	0	0	0	0	0
UO (537)	29,61%	30,73%	37,80%	60,52%	0,00%	0,56%	16,20%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
% EM ORÇAMENTO	58,14%	44,26%	50,79%	83,11%	0,00%	0,19%	6,22%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
QUANTID.	329	321	488	732	0	3	181	0	0	0	0	0
UO_GD (1104)	29,80%	29,08%	44,20%	66,30%	0,00%	0,27%	16,39%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
% EM ORÇAMENTO	46,54%	37,44%	43,05%	70,19%	0,00%	0,08%	12,75%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
QUANTID.	15	20	22	33	0	0	6	0	0	0	0	0
UO_AGRUP_GD (45)	33,33%	44,44%	48,89%	73,33%	0,00%	0,00%	13,33%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
% EM ORÇAMENTO	50,01%	46,06%	44,89%	74,25%	0,00%	0,00%	10,88%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%

Tabela 4 – Quantidade total e relativa de regressões que passaram nos testes de autocorrelação e homocedasticidade do modelo, por tipo de regressão, transformação e apresentação dos dados e grupo de variáveis.

Fonte: (Próprio autor, 2019).

Ainda na Tabela 4, é possível ver que os três modelos de regressão aplicados aos dados transformados log-lin apresentaram resultados significativos, chegando o modelo de regressão segmentada de duas retas a explicar 68,63% do orçamento, quando organizado pela fonte de recurso.

Quando considerados os 3 modelos aplicados aos dados não acumulados, 73,33% das variáveis, que representa 74,25% do orçamento, é explicado por pelo menos um dos 3 modelos de regressão, dentro do grupo da unidade orçamentária agrupada em conjunto com o grupo de despesa.

Foi verificado que os modelos aplicados sobre os dados transformados log-lin foram os que apresentaram os melhores desempenhos.

Com os modelos selecionados para cada variável de cada grupo, foi verificado se mais de um modelo de regressão explicava a mesma variável no mesmo ano. Em caso positivo, foram considerados os testes de qualidade de ajuste do modelo, QME, DMA, EPMA, AIC, BIC e R^2 ajustado, sendo selecionado aquele modelo que passou na maior quantidade desses testes e, em caso de empate, o modelo mais simples, seguindo a ordem: regressão linear, regressão segmentada e regressão segmentada de duas retas.

Considerando os modelos selecionados, a média do valor do R^2 ajustado ficou como segue na Tabela 5.

Tabela 5 – Média do valor de R^2 ajustado dos modelos selecionados, por grupo de variáveis e testes de consistência aplicados, sendo 3 testes os de homocedasticidade, autocorrelação e normalidade dos resíduos e 2 testes sem a hipótese de normalidade.

	FONTE	GD_ND	UO	UO_GD	UO_AGRUP_GD
3 testes	0,589	0,544	0,693	0,543	0,753
2 testes	0,577	0,582	0,676	0,583	0,691

Fonte: (Próprio autor, 2019).

Interpretando os resultados, temos que os 19 modelos do grupo de unidade orçamentária agrupada em conjunto com o grupo de despesa, que passaram nos testes de normalidade, autocorrelação e homocedasticidade, e representam 57,16% do orçamento inicialmente inscrito, tiveram uma média do R^2 ajustado de 75,30%.

Com exceção do grupo acima citado, os outros 4 grupos não apresentaram diferença significativa no R^2 ajustado, quando considerados os testes aplicados para consistência dos estimadores. Além disso, o grupo de unidade orçamentária com grupo de despesa apresentou o melhor resultado em comparação aos outros grupos de variáveis.

De posse desses modelos, foi estimado por variável e ano, dentro de cada grupo, o período ideal para manutenção de empenhos em restos a pagar pela função 4.12, substituindo a perda considerada (PC) por 0, 1, 0,05 e 0,01. Com a informação do período acima para todas as regressões selecionadas, foi feita a análise de agrupamento de variáveis dentro de cada grupo, pelo teste de Scott-Knott.

Em nenhum dos testes, a variável de repetição ANO se mostrou significativa, indicando que ela não foi fonte de variação dos resultados. Ou seja, apenas as variáveis estudadas foram fonte de variação para o resultado do modelo.

Nas Tabelas 6, 7, 8 e 9 temos o período médio em meses, agrupado segundo o método de Scott-Knott, até quando se deve manter um empenho em restos a pagar, admitindo uma perda considerada de 10%, 5% e 1%, para os modelos com normalidade dos resíduos e para modelos sem essa restrição.

A ausência da restrição de normalidade dos resíduos aumentou a quantidade de modelos aceitos, o que possibilitou um detalhamento maior e conseqüentemente mais grupos de variáveis. Além disso, os modelos sem restrição apresentaram resultados semelhantes aos modelos com resíduos normais, diferindo no máximo 3 meses para o grupo de unidade orçamentária.

Para o grupo de fonte de recurso, Tabela 6, as variáveis que explicam 95,2% e 98,1% do orçamento tiveram seu efeito capturado em pelo menos um ano e pôde ser agrupado. Ou seja, esse percentual não é o quanto do orçamento foi explicado e sim quantas variáveis, dentro do grupo de variáveis, tiveram seu efeito bem ajustado a pelo menos um modelo de regressão. Com exceção da perda considerada de 10%, não houve diferença significativa entre as médias dos agrupamentos, considerando a restrição da normalidade.

Perda considerada	Modelos com normalidade dos resíduos						Modelos sem restrições sobre normalidade					
	10%		5%		1%		10%		5%		1%	
Grupos	Média	% Orç.	Média	% Orç.	Média	% Orç.	Média	% Orç.	Média	% Orç.	Média	% Orç.
a1	2,2	9,1%	3,5	9,1%	6,7	9,2%	2,5	8,9%	4,6	9,5%	7,8	9,5%
a2	8,2	86,1%	11,0	86,1%	18,3	86,0%	7,7	42,8%	12,7	88,6%	21,0	88,6%
a3							13,8	46,4%				
		95,2%		95,2%		95,2%		98,1%		98,1%		98,1%

Tabela 6 – Fonte de recurso: Período médio em meses e relevância orçamentária das variáveis agrupadas pelo Método de Scott-Knott.

Fonte: (Próprio autor, 2019).

Para o grupo de despesa e natureza de despesa, Tabela 7 e para o grupo de unidade orçamentária, Tabela 8, também não existem diferenças significativas nos resultados considerando a restrição da normalidade.

Perda considerada	Modelos com normalidade dos resíduos						Modelos sem restrições sobre normalidade					
	10%		5%		1%		10%		5%		1%	
Grupos	Média	% Orç.	Média	% Orç.	Média	% Orç.	Média	% Orç.	Média	% Orç.	Média	% Orç.
a1	2,6	33,6%	2,2	25,1%	3,4	7,4%	1,4	29,2%	1,8	29,1%	2,5	11,5%
a2	9,4	39,9%	6,2	8,5%	9,6	26,2%	4,9	8,6%	6,5	8,7%	9,7	26,3%
a3	21,6	12,1%	12,8	39,9%	17,5	16,2%	10,2	17,4%	14,2	27,1%	21,5	27,2%
a4			28,4	12,1%	23,5	23,7%	14,0	32,7%	20,9	23,0%	39,8	35,1%
a5					44,2	12,1%	21,6	12,1%	28,4	12,1%		
		85,5%		85,5%		85,5%		100,0%		100,0%		100,0%

Tabela 7 – Grupo de despesa: Período médio em meses e relevância orçamentária das variáveis agrupadas pelo Método de Scott-Knott.

Fonte: (Próprio autor, 2019).

Perda considerada	Modelos com normalidade dos resíduos						Modelos sem restrições sobre normalidade					
	10%		5%		1%		10%		5%		1%	
Grupos	Média	% Orç.	Média	% Orç.	Média	% Orç.	Média	% Orç.	Média	% Orç.	Média	% Orç.
a1	5,6	64,9%	7,8	64,9%	12,7	64,9%	6,0	64,9%	8,3	64,9%	13,6	64,9%
a2	11,0	35,1%	14,3	35,1%	22,2	35,1%	12,9	35,1%	16,8	35,1%	25,9	35,1%
		100,0%		100,0%		100,0%		100,0%		100,0%		100,0%

Tabela 8 – Unidade Orçamentária: Período médio em meses e relevância orçamentária das variáveis agrupadas pelo Método de Scott-Knott.

Fonte: (Próprio autor, 2019).

Para o grupo de unidade orçamentária agrupada e grupo de despesa, Tabela 9, os resultados das médias dos agrupamentos ficam diferentes considerando a restrição da normalidade. Contudo, essa diferença, se deve à melhoria do agrupamento quando relaxada a hipótese de normalidade, pois mais modelos são incorporados aos resultados. Além disso, quando os agrupamentos são formados pelas mesmas variáveis, as médias diferiram em no máximo 1 mês.

Perda considerada	Modelos com normalidade dos resíduos						Modelos sem restrições sobre normalidade					
	10%		5%		1%		10%		5%		1%	
Grupos	Média	% Orç.	Média	% Orç.	Média	% Orç.	Média	% Orç.	Média	% Orç.	Média	% Orç.
a1	2,8	39,7%	4,1	39,7%	14,6	54,4%	0,7	7,2%	3,2	39,8%	5,5	39,8%
a2	9,9	14,7%	13,2	14,7%	37,3	45,5%	5,0	32,6%	13,4	14,7%	21,1	14,7%
a3	17,6	45,5%	23,5	45,5%			10,0	14,7%	23,0	45,5%	36,6	45,5%
a4							17,2	45,5%				
		99,9%		99,9%		99,9%		99,9%		99,9%		99,9%

Tabela 9 – Unidade orçamentária agrupada e grupo de despesa: Período médio em meses e relevância orçamentária das variáveis agrupadas pelo Método de Scott-Knott.

Fonte: (Próprio autor, 2019).

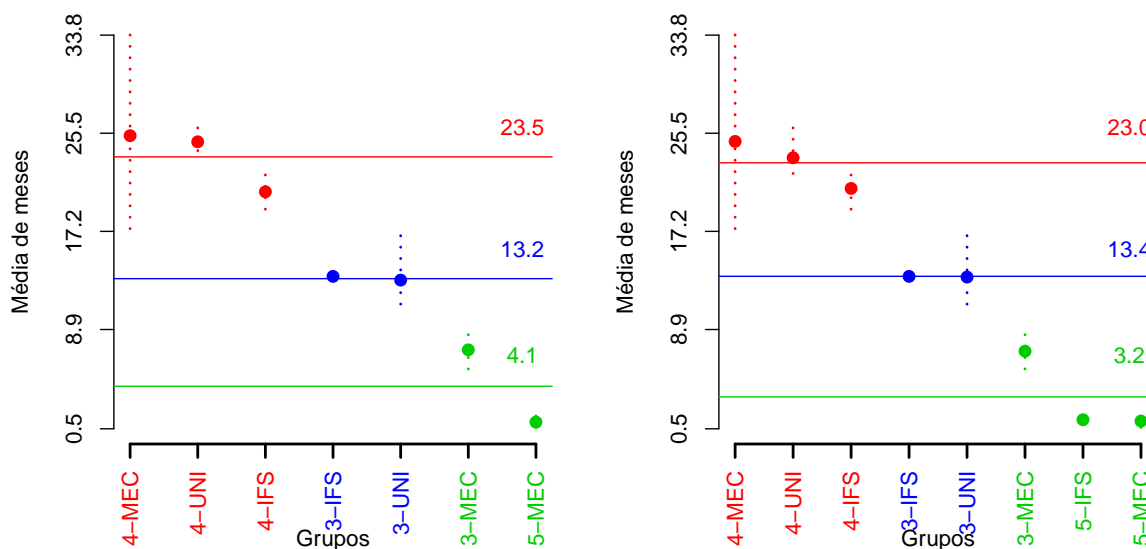


Figura 12 – Resultado gráfico do agrupamento pelo método de Scott-Knott, para as variáveis de unidade orçamentária agrupada com grupo de despesa, admitindo uma perda de 5%. Modelos com restrição de normalidade e modelos sem restrição de normalidade.

Fonte: (Próprio autor, 2019).

Na Figura 12, é apresentado graficamente o resultado do agrupamento do teste de Scott-Knott, para as variáveis do grupo de unidade orçamentária agrupada com grupo de despesa, dos modelos que passaram nos testes de consistência e admitindo uma perda de 5% ($PC=5\%$). É possível ver que o grupo de despesa 4 (despesas de capital) se destaca com maior média, sendo distinto das despesas de custeio das Universidades e dos Institutos Federais, e das despesas de custeio e de inversão financeira do MEC.

Corroborando com a ideia de que os resíduos são assintoticamente normais (GREENE, 2012), impor a condição de normalidade não causou desvios nos períodos estimados, nem interferiu nos resultados do agrupamento.

5.2 Resultados Políticos

Para o grupo de fonte de recurso, os agrupamentos não trouxeram nenhuma informação passível de análise sobre a diferença das variáveis ficando todas as mais relevantes no grupo a_2 . Ou seja, esse agrupamento não se mostrou útil para interpretação do fenômeno.

Para o grupo de despesa e natureza de despesa, as principais variáveis de natureza de despesa não mostraram um comportamento consistente. Contudo, nos

agrupamentos de médias mais altas, as despesas do grupo de despesa de capital se mostraram dominantes, cerca de 77% dessas despesas estavam nesses grupos, indicando que, apesar do teste não identificar diferença entre grupo de despesa, as despesas de capital podem ter um comportamento característico e divergente dos demais grupos de despesa.

Para o grupo de unidade orçamentária, foi significativa a diferença entre Universidade com Institutos Federais e outros órgãos do MEC, ficando o grupo *a1* com as despesas do MEC e outros órgãos ligados e o grupo *a2* com as Universidades e Institutos. O MEC, para o mesmo nível de perda considerada, precisa da metade do tempo das Universidades e Institutos.

Com base nos dois últimos resultados apresentados, foram incluídas nas regressões os dados com a unidade orçamentária agrupada e o grupo de despesa.

Na Figura 13, estão as curvas dos modelos de regressão que passaram nos testes de consistência e foram os melhores segundo os critérios já apresentados. As repetições de curvas para a mesma variável dentro do grupo de unidade orçamentária agregada com grupo de despesa, diz respeito aos anos. As linhas verticais são as estimativas de período ótimo para se manter empenhos em restos a pagar, admitindo uma perda de 5%, para cada variável em cada ano. De posse desses valores e admitindo uma perda de 1%, 5% e 10%, foram feitos os testes de Scott-Knott.

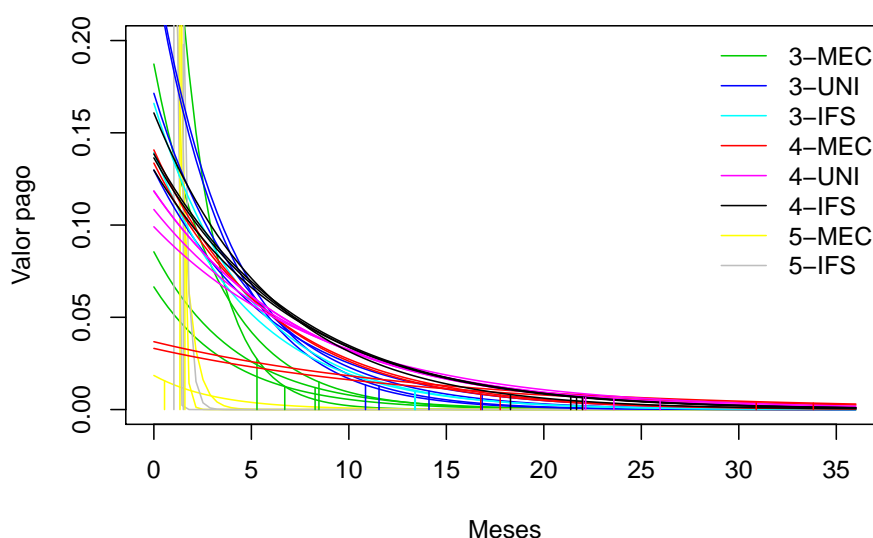


Figura 13 – Curvas dos modelos de regressão das variáveis do grupo de unidade orçamentária agrupada com grupo de despesa, com linhas verticais indicando o período em que é estimado que apenas 5% dos restos a pagar ainda serão pagos.

Fonte: (Próprio autor, 2019).

Na Tabela 10, constam os resultados da unidade orçamentária agrupada e grupo de despesa. Para todas as perdas consideradas, o grupo de maior média sempre foi o de despesa de capital, responsável por 45,5% do orçamento. O grupo com a segunda maior média, foi o de custeio das Universidades e Institutos. Ou seja, no mês 23 ainda falta ser pago 5% das despesas de capital inicialmente inscritas e no mês 13 ainda falta ser pago 5% das despesa de custeio das Universidades e Institutos.

Grupos	Perda considerada					
	10%		5%		1%	
	Média	% Orç.	Média	% Orç.	Média	% Orç.
a1	0,7	7,2%	3,2	39,8%	5,5	39,8%
a2	5,0	32,6%	13,4	14,7%	21,1	14,7%
a3	10,0	14,7%	23,0	45,5%	36,6	45,5%
a4	17,2	45,5%				

Tabela 10 – Unidade orçamentária agrupada e grupo de despesa: Período médio em meses e relevância orçamentária das variáveis agrupadas pelo Método de Scott-Knott.

Fonte: (Próprio autor, 2019).

Na Figura 14, foi refeito o gráfico da Figura 13 considerando o resultado do agrupamento. Se torna claro o agrupamento dos modelos de regressão e os resultados das médias em meses para cada grupo.

Os modelos de regressão, independente do método de estimação, utilizaram dados transformados do tipo log-lin. Essa transformação resulta que o modelo estimado tenha a seguinte equação:

$$\hat{y} = e^{\hat{\beta}_0} e^{x\hat{\beta}_1} \quad (5.1)$$

Em que, $\hat{\beta}_0$ e $\hat{\beta}_1$ foram calculados e tem seus valores na Tabela 11, agrupados segundo classificação $a1$, $a2$ e $a3$ dos valores com perda de 5% e 1%. Para os modelos estimados pela regressão segmentada, a mudança de tendência ocorreu após o ponto de perda de 1%, sendo seus valores irrelevante para as inferências do trabalho. Além disso, sua contribuição principal é nos parâmetro da primeira equação, quando permite estimar-los desconsiderando os zeros do final do modelos.

Considerando os períodos estimados para cada grupo gerado no teste de Scott-Knott, foi verificado o valor médio ainda inscrito, ou seja, nem pago e nem cancelado, em restos a pagar, nesses 5 anos estudados. Os valores indicam que, se fossem cancelados os saldos de cada grupo, nos períodos estimados, diminuiria anualmente o valor em restos a pagar em 5,13 bilhões de reais, abrindo mão da utilização estimada de 726 milhões de reais. A proporção do valor a ser pago em relação ao valor inscrito nesses períodos é de 14,1%. Ou seja, existe 85,9% de saldo em empenhos em restos a pagar que não serão pagos.

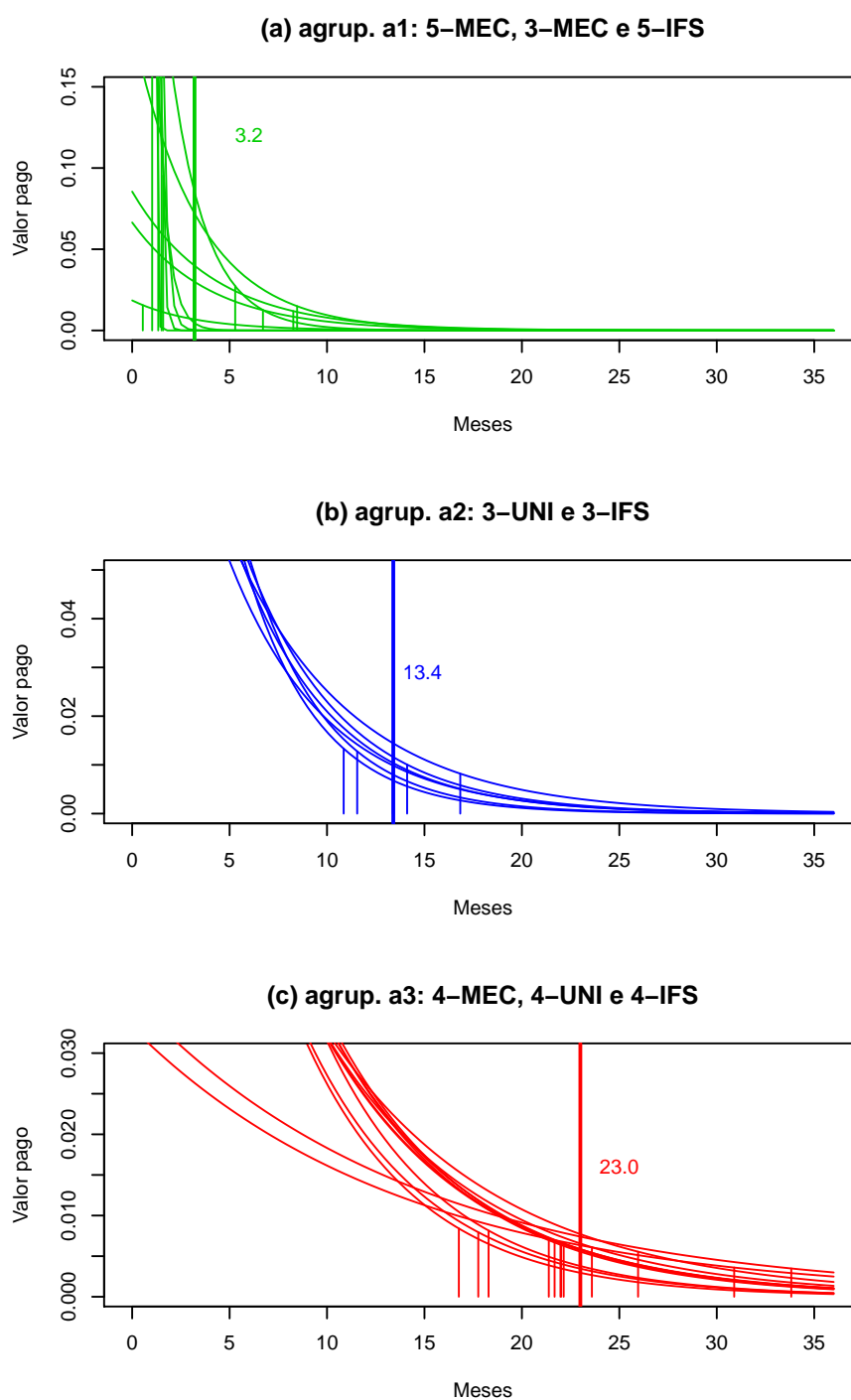


Figura 14 – Modelos de regressão da Figura 13, separados pelo método de Scott-Knott.

Fonte: (Próprio autor, 2019).

Observando que o saldo em restos a pagar de todo o Governo Federal em 2017 foi de R\$ 148 bilhões e que esse valor estimado de R\$ 5,13 bilhões, não sendo cancelado, se acumula ano a ano, podemos dizer que os saldos de empenhos em restos a pagar gerados no âmbito do MEC no período de 2010 a 2014 podem estar contribuindo em até 22,5 bilhões de reais, de forma desnecessária no saldo geral do

a1				a2				a3			
UO AGREG	GD	$\tilde{\beta}_0$	$\tilde{\beta}_1$	UO AGREG	GD	$\tilde{\beta}_0$	$\tilde{\beta}_1$	UO AGREG	GD	$\tilde{\beta}_0$	$\tilde{\beta}_1$
MEC	3	-2,4594	-0,2383	UNI	3	-1,4238	-0,2666	MEC	4	-1,9610	-0,1681
MEC	3	-2,7111	-0,2493	UNI	3	-1,4092	-0,2555	MEC	4	-3,3031	-0,0697
MEC	3	-1,6753	-0,2987	UNI	3	-2,0419	-0,1640	MEC	4	-2,0132	-0,1589
MEC	3	-0,7171	-0,5456	UNI	3	-1,7637	-0,2010	MEC	4	-3,4067	-0,0719
MEC	5	-3,9910	-0,3118	IFS	3	-1,7961	-0,2070	UNI	4	-2,3120	-0,1110
MEC	5	0,6837	-1,9073	IFS	3	-1,9718	-0,1977	UNI	4	-2,2216	-0,1220
MEC	5	8,1395	-6,8823					UNI	4	-2,1344	-0,1308
IFS	5	4,3609	-3,9575					UNI	4	-2,1327	-0,1314
IFS	5	13,8155	-13,8155					IFS	4	-1,8278	-0,1630
								IFS	4	-1,9920	-0,1392
								IFS	4	-2,0420	-0,1346
								IFS	4	-1,9768	-0,1383

Tabela 11 – Valores estimados de β_0 e de β_1 para as variáveis da Unidade Orçamentária Agrupada e grupo de despesa, por grupos gerados pelo teste de Scott-Knott.

Fonte: (Próprio autor, 2019).

			Mês em que apenas 5% ainda vai ser pago	Porcentagem ainda inscrita	Valor nominal médio ainda inscrito	Valor nominal estimado ainda a ser pago
MEC5	MEC3	IFS5	3	49,12%	2.839.481.756,36	289.012.173,79
	UNI3	IFS3	13	15,80%	337.361.554,03	106.768.906,18
MEC4	UNI4	IFS4	23	29,65%	1.959.072.706,06	330.397.836,82
					5.135.916.016,45	726.178.916,79

Tabela 12 – Porcentagem ainda inscrita, valores inscritos e valores a serem pagos pelos grupos gerados no teste de Scott-Knott.

Fonte: (Próprio autor, 2019).

Governo Federal, tendo em vista que não seriam mais utilizadas.

Ao mesmo tempo, qualquer cancelamento antes dos períodos estimados pode causar perdas orçamentárias significativas para os órgãos, comprometendo inclusive a entrega de serviços à sociedade.

6 CONCLUSÕES

A preocupação com a responsabilidade fiscal e o maior controle interno e externo aos órgãos federais tem aumentado a atenção com a execução dos restos a pagar. Por suas características legais e contábeis, tem seu efeito financeiro e orçamentário em momentos diferentes. Para diminuir a incerteza sobre o resultado fiscal de um dado ano é necessário conhecer o comportamento dos empenhos inscritos em restos a pagar. Além disso, mudanças nas leis que afetam a execução orçamentária de recurso destinado à educação, tema sensível no Brasil, deve ser muito bem fundamentado e seus impactos estimados de modo a não causar prejuízos sociais.

As regressões segmentadas se apresentaram como uma boa solução para dados com mudança de tendência por excesso de zeros. Utilizando uma abordagem em conjunto com regressões simples e segmentadas de duas retas, foi possível estimar mais da metade do orçamento em todos os grupos de variáveis. Apesar do baixo resultado para o R^2 ajustado, os melhores resultados ocorreram nos submodelos em que foram identificadas as variáveis relevantes e passíveis de análise dentro do fenômeno.

A alteração vigente do Decreto 93.872/86, que determina que os empenhos da educação, assim como todos os outros já abarcados pelo normativo, inscritos em restos a pagar sejam pagos em até 18 meses ou terão seus saldos cancelados, impacta diretamente nas despesas de capital de todos os órgãos ligados ao MEC, uma vez que após o décimo sétimo mês ainda é pago 10% do orçamento inicialmente inscrito nesse grupo de despesa.

A alteração pode ser considerada apropriada para as despesas de custeio das Universidades e Institutos, uma vez que após o décimo terceiro mês, 5 meses antes do novo prazo do decreto, menos de 5% do orçamento inicialmente inscrito vai ser efetivamente pago.

Os valores orçamentários de restos a pagar que poderiam ser cancelados, diminuindo a incerteza no resultado fiscal do Governo Federal, foram expressivos, R\$ 5,13 bilhões. Contudo, qualquer cancelamento antes dos períodos estimados pode causar perdas orçamentárias significativas para os órgãos, comprometendo inclusive a entrega de serviços à sociedade.

Desta forma, é primordial que normativos que alterem a execução do orçamento sejam acompanhados de estudos sobre impactos e resultados esperados. Além disso, é evidente que a omissão do decreto de execução de restos a pagar, sobre os grupos de despesa, levará a uma perda de orçamento de capital que poderia ser executada e

por outro lado, também haverá empenhos de custeio desnecessariamente inscritos em restos a pagar, gerando incerteza sobre o resultado fiscal.

Referências

- AHMAD, F.; KHAN, R. A. A power comparison of various normality tests. *Pakistan Journal of Statistics and Operation Research*, v. 11, n. 3, p. 331–345, 2015. 29
- AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. *IEEE transactions on automatic control*, IEEE, v. 19, n. 6, p. 716–723, 1974. 31
- ALVES, G. H. T. O orçamento federal entre a realidade e a ficção: um desafio à transparência da despesa pública no Brasil. *Revista da Controladoria-Geral da União (CGU)*, 2015. 17
- BORGES, L. C.; FERREIRA, D. F. Poder e taxas de erro tipo I dos testes Scott-Knott, Tukey e Student-Newman-Keuls sob distribuições normal e não normais dos resíduos. *Revista de matemática e estatística*, v. 21, n. 1, p. 67–83, 2003. 32
- BRASIL. Lei das normas gerais de direito financeiro. In: . [S.l.]: Palácio do Planalto. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/LEIS/L4320.htm> .Acesso em : 21nov.2018, 1964. 21, 22
- BRASIL. Constituição federal do Brasil de 1988. In: . [S.l.]: Palácio do Planalto. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/constituicaocompilado.htm> .Acesso em : 21nov.2018, 1988. 20
- BRASIL. Lei de responsabilidade fiscal. In: . [S.l.]: Palácio do Planalto. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/LEIS/LCP/Lcp101.htm> .Acesso em : 21nov.2018, 2000. 21
- BRASIL. Balanço geral da União 2016. In: . [S.l.]: Ministério da Fazenda. Disponível em: <<http://www.tesouro.fazenda.gov.br/-/balanco-geral-da-uniao>>. Acesso em: 21 abr. 2018, 2016. 18
- BRASIL. Relatório de avaliação dos restos a pagar. In: . [S.l.]: Ministério da Fazenda. Disponível em: <<http://www.tesouro.fazenda.gov.br/documents/10180/318974/Relatorio+de+Avaliacao+dos+Restos+a+Pagar+2017/a59a5d1d-5094-4df9-b06c-2a9d01b03456>>. Acesso em: 20 nov. 2018, 2017. 18
- BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 1287–1294, 1979. 30
- CARVALHO, D. *Orçamento e contabilidade pública*. [S.l.]: Elsevier, 2010. 16
- CFC, C. F. d. C. Norma brasileira de contabilidade aplicada ao setor público - estrutura conceitual. In: . [S.l.] : Conselho Federal de Contabilidade. Disponível em : <<http://www1.cfc.org.br/sisweb/SRE/docs/NBCTSPEC.pdf>> .Acesso em : 21nov.2018, 2016. 21
- COX, D. R.; SNELL, E. J. A general definition of residuals. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, JSTOR, p. 248–275, 1968. 31

- DURBIN, J.; WATSON, G. S. Testing for serial correlation in least squares regression. ii. *Biometrika*, JSTOR, v. 38, n. 1/2, p. 159–177, 1951. 30
- GIACOMONI, J. Orçamento público. rev. *São Paulo: Atlas*, 2009. 17
- GREENE, W. H. *Econometric analysis*, 7th. Ed.. Upper Saddle River, NJ, 2012. 24, 25, 29, 47
- GUJARATI, D. N. *Econometria Básica. Tradução Maria José Cyhlar Monteiro*. [S.l.]: Rio de Janeiro: Elsevier, 2006. 24, 25, 26, 28
- HOFFMANN, R. et al. *Análise de regressão: uma introdução à econometria*. [S.l.]: O autor, 2016. 26
- KOENKER, R. A note on studentizing a test for heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, Elsevier, v. 17, n. 1, p. 107–112, 1981. 30
- KOHAMA, H. *Contabilidade Pública: Teoria e Prática*. [S.l.]: São Paulo: Atlas, 2013. 22
- MAMEESH, M. et al. The effect of penicillin on the thiamine requirement of the rat. *British Journal of Nutrition*, Cambridge University Press, v. 10, n. 1, p. 23–27, 1956. 26, 27
- MELLO, R. et al. Modelos para ajuste da produção de gases em silagens de girassol e milho. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, v. 43, n. 2, p. 261–269, 2008. 29
- MELO, M. C. de et al. Variação anual percentual de doses vacinais para hepatite b na região sudeste do brasil. *Revista Prevenção de Infecção e Saúde*, v. 4, 2018. 27
- MOREIRA, R. et al. Curvas de crescimento de fêmeas da raça ile de france criadas em confinamento. *Semina: Ciências Agrárias*, v. 37, n. 1, p. 303–310, 2016. 29
- PEIXOTO, A. P. B.; FARIA, G. A.; MORAIS, A. Ramalho de. Modelos de regressão com platô na estimativa do tamanho de parcelas em experimento de conservação in vitro de maracujazeiro. *Ciência Rural*, Universidade Federal de Santa Maria, v. 41, n. 11, 2011. 27
- PEREDA, P. C.; ALVES, D. C. de O. *Econometria Aplicada*. [S.l.]: Elsevier Brasil, 2018. 25
- PINTO, A. Apresentação do coordenador de programação e acompanhamento financeiro. In: FÓRUM DOS PRÓ-REITORES DE PLANEJAMENTO E ADMINISTRAÇÃO, 1., 2018, Natal. *Anais eletrônicos...* Natal: FORPLAD Disponível em: <<http://www.forplad.andifes.org.br/?q=node/455>>. Acesso em: 21 abr. 2018, 2018. 17, 18
- PIRES, J. S. D. B.; MOTTA, W. F. A evolução histórica do orçamento público e sua importância para a sociedade. *Enfoque: Reflexão Contábil*, Universidade Estadual de Maringá, v. 25, n. 2, 2006. 20
- PORTZ, L.; DIAS, C. d. S.; CYRINO, J. E. P. Regressão segmentada como modelo na determinação de exigências nutricionais de peixes. *Scientia Agricola*, v. 57, n. 4, p. 601–607, 2000. 27
- RIBEIRO, O. M. *Contabilidade avançada*. [S.l.]: Editora Saraiva, 2014. 21

- ROBBINS, K. R. et al. A method, sas program, and example for fitting the broken-line to growth data. 1986. [27](#)
- SARMENTO, J. L. R. et al. Estudo da curva de crescimento de ovinos santa inês. *Revista Brasileira de Zootecnia*, SciELO Brasil, v. 35, n. 2, p. 435–442, 2006. [29](#)
- SCHABENBERGER, O.; PIERCE, F. J. *Contemporary statistical models for the plant and soil sciences*. [S.l.]: CRC press, 2001. [32](#)
- SCHWARZ, G. et al. Estimating the dimension of a model. *The annals of statistics*, Institute of Mathematical Statistics, v. 6, n. 2, p. 461–464, 1978. [31](#)
- SCOTT, A. J.; KNOTT, M. A cluster analysis method for grouping means in the analysis of variance. *Biometrics*, JSTOR, p. 507–512, 1974. [32](#)
- SEBER, G.; WILD, C. *Nonlinear regression*. [S.l.: s.n.], 2003. [28](#)
- SHAPIRO, S. S.; FRANCA, R. An approximate analysis of variance test for normality. *Journal of the American Statistical Association*, Taylor & Francis Group, v. 67, n. 337, p. 215–216, 1972. [29](#)
- SIEGEL, S.; CASTELLAN, N. J. *Estatística não-paramétrica para ciências do comportamento*. [S.l.]: Artmed Editora, 1975. [30](#)
- SILVA, W. R. Aspectos normativos, contábeis e orçamentários dos restos a pagar na administração pública federal. *Brasília, Universidade do Legislativo Brasileiro (TCU)*, TCU, 2008. [23](#)
- SMITH, T. J.; MCKENNA, C. M. A comparison of logistic regression pseudo r2 indices. *Multiple Linear Regression Viewpoints*, v. 39, n. 2, p. 17–26, 2013. [31](#)