

Pedro Lucas Fonseca Braga

**Taxa de Incremento Orçamentário dos Poderes do Estado de Minas
Gerais:** uma análise em perspectiva temporal e por reamostragem de dados

Brasil

2015

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS

INSTITUTO DE CIÊNCIAS EXATAS

DEPARTAMENTO DE ESTATÍSTICA

Pedro Lucas Fonseca Braga

Taxa de Incremento Orçamentário dos Poderes do Estado de Minas Gerais: uma análise em perspectiva temporal e por reamostragem de dados

Trabalho apresentado ao Programa de Especialização em Estatística do Departamento de Estatística da Universidade Federal de Minas Gerais como requisito para obtenção do título de Especialista em Estatística

Orientador: Prof. Dr. Bruno Pérez Ferreira

Brasil

2015

PEDRO LUCAS FONSECA BRAGA

Taxa de Incremento Orçamentário dos Poderes do Estado de Minas Gerais: uma análise em perspectiva temporal e por reamostragem de dados

Trabalho apresentado ao Programa de Especialização em Estatística do Departamento de Estatística da Universidade Federal de Minas Gerais como requisito para obtenção do título de Especialista em Estatística

Trabalho aprovado. Brasil, [dia] de [mês] de 2015:

Prof. Dr. Bruno Pérez Ferreira
(Orientador)

Profa. Dra. Ela Mercedes Medrano de Toscano
(Banca examinadora)

Prof. Dr. Aureliano Angel Bressan
(Banca examinadora)

Brasil
2015

RESUMO

O presente trabalho tem como objetivo analisar as relações entre os Poderes do estado de Minas Gerais no Orçamento Público, no que se refere à Taxa de Incremento Orçamentário, concebida como o percentual da despesa executada anualmente em relação ao crédito inicial consignado na Lei Orçamentária Anual. Quatro séries temporais são analisadas referentes às Instituições Públicas de Minas Gerais: os Poderes Legislativo, Judiciário, Executivo e Ministério Público. As séries são submetidas a testes de raízes unitárias e de cointegração, e é ajustado o modelo vetorial de correção de erros (VEC). Além disso, são testadas as matrizes de correlação de Pearson comparativamente a novas correlações calculadas para dados reamostrados por *bootstrap* e gerados por fatoração de Cholesky. Os novos dados simulados aleatoriamente são submetidos à análise de regressão linear múltipla, de modo a fornecer uma análise alternativa em virtude do reduzido tamanho da amostra original. Conclui-se no trabalho que são significativas as relações entre Poder Legislativo, Poder Judiciário e Ministério Público no que se refere aos dados originais e às simulações realizadas por reamostragem. A análise de séries temporais apontou relação entre Poder Judiciário e Ministério Público, mas os modelos carecem de uma amostra de dados maior.

Palavras-chave: Orçamento Público, Instituições Públicas de Minas Gerais, Modelo VEC, *Bootstrap*, Fatoração de Cholesky, Regressão Linear Múltipla.

ABSTRACT

This work intends to analyze the relationships between the public institutions of the State of Minas Gerais, referring to the public budget of the state, as regards to the Budgetary Increment Rate, created and calculated as the annual public expenditure in percentage of the initial credit contemplated in the Budgetary Annual Act of Minas Gerais. Four time-series are analyzed with respect to the Public Institutions of Minas Gerais: the Legislative Institutions, Justice Institutions, the Government Institutions and the Prosecution Service. The time series are submitted to unit-root and cointegration tests, and the Vector Error Correction Model is estimated for the data. Besides, the Pearson correlation matrices are tested in comparison to new samples generated using the bootstrap method and Cholesky factorization. The new data generated by random simulation are submitted to multiple regression analysis, intending to provide an alternative analysis due to the small size of the original sample. The conclusion is that the relationships between the Legislative Institutions, Justice Institutions and the Prosecution Service concerning the original data and the simulated data. The time series analysis pointed significant relationship between Justice Institutions and the Prosecution Service, despite the models lack of larger samples.

Keywords: Public Budget, Public Institutions of Minas Gerais, VEC Models, Bootstrap, Cholesky Factorization, Multiple Linear Regression.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES E GRÁFICOS

Gráfico 3.1 – Taxa de Incremento Orçamentário, TX – 2002 a 2014.....	20
Figura 1 – Gráficos de Resíduos x Ajustes para os modelos de Regressão Linear.....	55

LISTA DE TABELAS

Tabela 2.1 – Crédito inicial e despesa empenhada no grupo de despesas de Pessoal e Encargos Sociais – Ano 2012.....	17
Tabela 3.1 – Estatísticas descritivas da Taxa de Incremento Orçamentário, T_X	21
Tabela 3.2 – Matriz de correlações das variáveis T_X	21
Tabela 3.3 – Teste de Normalidade para as variáveis T_X	22
Tabela 4.1 – Testes de raiz unitária para as séries T_L , T_J , T_E e T_M	39
Tabela 4.2 - Teste de cointegração de Engle-Granger para as séries T_X	40
Tabela 4.3 - Teste de cointegração de Engle-Granger para as séries T_J e T_M	41
Tabela 4.4 – Teste de cointegração de Johansen para T_J e T_M	42
Tabela 4.5 – Teste de causalidade de Granger para as variáveis T_J e T_M	44
Tabela 4.6 – Teste de causalidade de Granger para as variáveis ΔT_J e ΔT_M	44
Tabela 4.7 – Resultados do ajuste do Modelo Vetorial de Correção de Erros.....	46
Tabela 4.8 – Estatísticas descritivas das variáveis geradas por <i>bootstrap</i>	48
Tabela 4.9 – Resultados das simulações para o coeficiente de correlação de Pearson – Variáveis T_X e C_X	49
Tabela 4.10 – Modelo de Regressão Linear: C_L versus C_J e C_M	51
Tabela 4.11 – Modelo de Regressão Linear: C_J versus C_L	52
Tabela 4.12 – Modelo de Regressão Linear: C_J versus C_M	52
Tabela 4.13 – Modelo de Regressão Linear: C_M versus C_L	53
Tabela 4.14 – Modelo de Regressão Linear: C_M versus C_J	53
Tabela 4.15 – Análise de Resíduos dos Modelos de Regressão Linear ajustados.....	54

LISTA DE SIGLAS

ADF – Augmented Dickey–Fuller (teste)

AIC – Akaike Information Criterion

BIC – Bayesian Information Criterion

KPSS – KWIATKOWSKI, PHILLIPS, SCHMIDL, SHIN (teste)

LOA – Lei Orçamentária Anual

MQO – Mínimos Quadrados Ordinários

SIAFI-MG – Sistema Integrado de Administração Financeira de Minas Gerais

SIC – Schwarz Information Criterion

VAR – Vector Autoregression (Vetor Autorregressivo)

VEC – Vector Error Correction (Vetor de Correção de Erros)

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	9
1.1 QUESTÃO DE PESQUISA.....	11
1.2 OBJETIVOS.....	11
1.3 JUSTIFICATIVA.....	12
1.4 ESTRUTURA DO TRABALHO.....	12
2 REFERENCIAL TEÓRICO.....	13
2.1 ORGANIZAÇÃO DOS PODERES DO ESTADO.....	13
2.2 EXECUÇÃO DOS ORÇAMENTOS ANUAIS.....	14
2.3 CRÉDITOS ADICIONAIS.....	16
3 ASPECTOS METODOLÓGICOS.....	19
3.1 TAXA DE INCREMENTO ORÇAMENTÁRIO.....	19
3.1.1 Análise descritiva da Taxa de Incremento Orçamentário.....	20
3.2 ESTACIONARIEDADE.....	22
3.2.1 Processos não estacionários.....	23
3.2.2 Testes de raiz unitária.....	24
3.3 MODELO VETORIAL AUTORREGRESSIVO.....	26
3.4 COINTEGRAÇÃO.....	27
3.4.1 Teste de cointegração de Engle-Granger.....	28
3.4.2 Teste de cointegração de Johansen.....	28
3.5 TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER.....	30
3.6 MODELO VETORIAL DE CORREÇÃO DE ERROS.....	31
3.7 CRITÉRIOS DE INFORMAÇÃO PARA SELEÇÃO DE DEFASAGENS.....	32
3.8 ANÁLISE NÃO-PARAMÉTRICA.....	33

3.8.1 A técnica <i>Bootstrap</i>	34
3.8.2 Geração de variáveis aleatórias correlacionadas.....	35
3.9 REGRESSÃO LINEAR MÚLTIPLA.....	36
4 RESULTADOS	38
4.1 ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO.....	38
4.1.1 Testes de raiz unitária.....	38
4.1.2 Testes de cointegração.....	40
4.2 TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER.....	43
4.3 ESTIMAÇÃO DO MODELO VETORIAL DE CORREÇÃO DE ERROS.....	45
4.4 REAMOSTRAGEM POR <i>BOOTSTRAP</i>	47
4.5 ANÁLISE DE CORRELAÇÕES POR SIMULAÇÃO.....	48
4.6 ANÁLISE DE REGRESSÃO.....	50
5 ANÁLISE DE RESULTADOS	56
5.1 CONSIDERAÇÕES ACERCA DO TAMANHO REDUZIDO DA AMOSTRA.....	56
5.2 ANÁLISE DOS RESULTADOS DA REAMOSTRAGEM.....	57
CONSIDERAÇÕES FINAIS	59
REFERÊNCIAS	61

1 INTRODUÇÃO

Anualmente, o orçamento público, materializado na Lei Orçamentária Anual – LOA – é elaborado pelo Poder Executivo, e sua apreciação e aprovação ficam a cargo do Poder Legislativo.

A LOA é o instrumento que contém, dentre outros elementos, a estimativa de arrecadação de receitas e a fixação da despesa dos órgãos e entidades da Administração Pública, para o exercício financeiro a que se refere (GIACOMONI, 2012).

A cada ano, as instituições públicas dispõem, portanto, de um montante de recursos para financiar suas atividades. Tais recursos são consignados na Lei Orçamentária, cuja organização passa pela fixação da despesa dos órgãos, a qual é consignada na forma de créditos orçamentários que possuem vigência anual (*Ibidem*).

Todavia, no decorrer do exercício financeiro, a realidade orçamentária de cada órgão pode não corresponder de fato ao planejamento inicial realizado no momento da elaboração da proposta orçamentária. De outro modo, o *crédito inicial* consignado na LOA para determinada instituição pública pode não corresponder à sua necessidade de recursos para atender ao seu funcionamento.

Sobre esse aspecto, Giacomoni (2012, p. 313), comenta que “seria impraticável se, durante a sua execução, o orçamento não pudesse ser retificado, visando atender situações não previstas quando da sua elaboração ou, mesmo, viabilizar a execução de novas despesas”.

Situações não previstas geram, muitas vezes, necessidades de execução de novas despesas. Nesse sentido, a Lei Federal nº 4.320/64 traz autorização para que, no decorrer do ano, os órgãos retifiquem seu orçamento. Esta solução é viabilizada pelo que esta lei, em seu artigo 40, define como “abertura de créditos adicionais”, conceituando-os como autorizações de execução de despesa que não foram computadas ou foram insuficientemente dotadas na Lei Orçamentária.

No que se refere ao orçamento do Estado de Minas Gerais, o qual é objeto de estudo neste trabalho, entre os anos de 2002 a 2014 não houve ano em que não fossem abertos créditos adicionais ao orçamento do estado. Tal fato é constatado por meio da análise dos dados coletados para este trabalho.

Este comportamento da execução orçamentária é constatado por meio do exame da Taxa de Incremento Orçamentário, criada no presente estudo, a qual compara percentualmente o valor do crédito inicial consignado na Lei de Orçamento e a despesa total executada ao final de cada ano, para os anos de 2002 a 2014. Este cálculo é realizado para cada um dos quatro Poderes do Estado de Minas Gerais, quais sejam, Poder Legislativo, Judiciário, Executivo e o Ministério Público Estadual.

A base de dados coletada para o presente trabalho compreende os anos de 2002 a 2014 e foi extraída do Sistema Integrado de Administração Financeira – SIAFI-MG, solicitada por meio o Portal Transparência do Estado de Minas Gerais.¹

Ressalta-se o caráter anual dos dados relacionados ao crédito orçamentário consignado na LOA. Na medida em que esses créditos são aprovados por lei anualmente, isto é, a peça orçamentária possui caráter anual, seu formato não traz subdivisões ou discriminações dentro do exercício (por mês, bimestre, trimestre ou quadrimestre). Giacomoni (2012, p. 304) esclarece esse aspecto enfatizando que “as dotações consignadas aos créditos orçamentários e adicionais representam autorizações de despesas válidas para utilização no período de vigência da lei orçamentária anual”, ou seja, o período de um exercício financeiro.

Atendendo a esta condição, os dados solicitados para o presente trabalho foram fornecidos com a discriminação do crédito inicial e da despesa executada, para cada exercício financeiro, entre os anos de 2002 a 2014. Desse modo, e dadas as condições acima descritas, a concepção da Taxa de Incremento Orçamentário limita-se a quatro séries temporais, relacionadas aos quatro Poderes do estado, cada uma com 13 observações anuais.

Estes dados, que foram os disponíveis para essa pesquisa, compreendem 13 anos de execução orçamentária no estado de Minas Gerais, e subsidiarão o presente estudo, visando a atender aos objetivos propostos.

¹ O Portal Transparência é administrado pela Controladoria-Geral do Estado de Minas Gerais – CGE, e está disponível em <http://controladoriageral.mg.gov.br/>.

1.1 QUESTÃO DE PESQUISA

O estudo realizado neste trabalho, com base nos dados relacionados ao crédito inicial e a execução da despesa orçamentária, buscará responder quais os pontos de semelhança e de divergência no que se refere ao incremento orçamentário anual dos Poderes do estado de Minas Gerais.

1.2 OBJETIVOS

Constitui objetivo geral deste trabalho analisar a variação da execução orçamentária entre os Poderes do estado de Minas Gerais, no que se refere à despesa executada anualmente frente ao crédito orçamentário que a eles é autorizado pela Lei Orçamentária Anual – LOA, entre os anos de 2002 a 2014.

Constituem objetivos específicos deste trabalho:

- i. Estudar aspectos descritivos das séries temporais relativas aos quatro Poderes – Legislativo, Judiciário, Executivo e Ministério Público – por meio da criação de uma taxa de variação percentual da despesa orçamentária executada em relação ao crédito orçamentário anual consignado na LOA;
- ii. Com dados anuais que compõem 13 observações, investigar se há relação próxima entre dois ou mais Poderes no que se refere ao incremento orçamentário, lançando mão de técnicas de análise de séries temporais, como análise de cointegração, testes de causalidade, bem como ajustes de modelos vetoriais auto-regressivos e de correção de erros, muito embora o tamanho reduzido da amostra traga limitações aos modelos;
- iii. Em virtude do reduzido tamanho de 13 observações da amostra original, expandi-la por meio de técnicas de reamostragem por *bootstrap*, juntamente com o uso da fatoração de Cholesky para a geração de variáveis aleatórias correlacionadas.
- iv. Analisar as relações entre as variáveis provenientes da reamostragem, por meio de análise de regressão linear multivariada.

1.3 JUSTIFICATIVA

A Constituição Federal de 1988, bem como a Constituição do Estado de Minas Gerais de 1989, colocam os Poderes como entes autônomos e independentes tanto administrativamente como financeiramente. Nesse contexto, na medida em que administram seus próprios orçamentos, os Poderes do estado, tanto o Executivo como os demais, identificam no decorrer dos exercícios financeiros suas necessidades de créditos adicionais, de modo a satisfazer suas demandas suplementares de execução de despesa.

Desse aspecto decorre a relevância do presente estudo. A taxa criada para esse fim mostrará em termos percentuais o grau de incremento orçamentário de cada Poder, em cada exercício financeiro. E por meio dele intenta-se responder às questões propostas neste trabalho.

1.4 ESTRUTURA DO TRABALHO

Além da seção inicial que apresenta a Introdução deste trabalho, a segunda seção traz informações sobre a composição da Administração Pública em Minas Gerais, a lógica de agrupamento dos órgãos para a composição dos Poderes, e mostra os principais conceitos orçamentários relacionados às classificações orçamentárias e à execução do orçamento público.

A seção 3 trata da metodologia a ser utilizada no trabalho, com a apresentação inicial dos dados, a construção da Taxa de Incremento Orçamentário (T_X) que será a base para análise, bem como suas principais características. Faz-se, além disso, um levantamento de alguns dos principais conceitos relacionados à análise de séries temporais, como estacionariedade, cointegração, raízes unitárias, causalidade e os modelos VAR e VEC. Em subitem final desta seção, discute-se a análise não-paramétrica e o modelo de regressão múltipla a ser implementado.

A quarta seção apresenta os principais resultados advindos da análise de séries temporais, juntamente com a discussão dos resultados da reamostragem de dados, as simulações realizadas e a estimação dos modelos de regressão linear com a amostra expandida.

A quinta seção analisa os resultados apurados e apresenta comentários a respeito dos problemas advindos da análise de séries temporais com o reduzido número de observações da amostra disponível. A seção final apresenta as considerações finais do trabalho.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 ORGANIZAÇÃO DOS PODERES DO ESTADO

O Poder Público estadual é composto por diversos tipos de instituições, as quais podem ser subdivididas, por exemplo, em administração direta e indireta, ou por função de governo, como saúde, educação, segurança, justiça, etc. Mas podem ser também agrupadas por “Poder”. No âmbito da União, a Constituição Federal de 1988 estabelece como Poderes da União o Executivo, o Legislativo e o Judiciário, e traz algumas instituições autônomas, como o Ministério Público Federal (BRASIL, 2015a; GIACOMONI, 2012).

No âmbito da Administração Pública do estado de Minas Gerais, o sistema é semelhante. E no que se refere ao orçamento público estadual, é possível identificar a composição desses Poderes pelo que se denomina de “Unidades Orçamentárias”, as quais compõem a forma de classificação denominada “classificação institucional” do orçamento (SANCHES, 2013).

Este tipo de classificação permite evidenciar os programas de trabalho do governo de acordo com os Poderes, Órgãos e Unidades Orçamentárias responsáveis pela execução do orçamento. As unidades orçamentárias, nesse sentido, são as entidades da administração pública “em cujo nome a Lei Orçamentária ou crédito adicional consigna, expressamente, dotações com vistas a sua manutenção (...)” (SANCHES, 2013, p. 408).

Cada unidade orçamentária é responsável pela execução de uma parcela do orçamento público, sendo suas despesas financiadas pelo conjunto de receitas que compõem a arrecadação estadual. Por meio da análise dos orçamentos anuais, é possível que se identifique, portanto, o volume orçamentário – receita e despesa – de cada unidade orçamentária e, de modo aglutinado, de cada Poder (MINAS GERAIS, 2015b).

Para fins de agregação das Unidades Orçamentárias do estado de Minas Gerais por Poder, estabeleceu-se neste trabalho o critério de acordo com o que é utilizado nos balanços e demonstrativos fiscais publicados pela Secretaria de Estado de Fazenda de Minas Gerais, notadamente o Relatório Contábil, de publicação anual, referente ao exercício de 2014, e o

Relatório Resumido de Execução Orçamentária, de publicação bimestral, referente ao terceiro bimestre de 2015.²

De acordo com estas publicações, quatro são as agregações que formam os Poderes do estado. A primeira é o Legislativo, representado principalmente pela Assembléia Legislativa. A segunda se refere ao Poder Judiciário, que contém, por exemplo, os Tribunais de Justiça e Justiça Militar. A seguir tem-se o Executivo, que é composto por todas as secretarias, fundações, autarquias e demais entidades do estado, perfazendo mais de uma centena unidades orçamentárias. Por fim, tem-se o Ministério Público, órgão autônomo que é capitaneado pela Procuradoria-Geral de Justiça.

2.2 EXECUÇÃO DOS ORÇAMENTOS ANUAIS

A base de dados explorada neste trabalho está organizada de modo a evidenciar o crédito inicial e a despesa empenhada em cada exercício financeiro, valores estes subdivididos por Poder, unidade orçamentária e grupo de despesa.

Entende-se por “crédito inicial” o valor do crédito orçamentário ou, em termo utilizado por Sanches (2013), o “direito de gasto”, aprovado na Lei Orçamentária Anual – LOA – em cada exercício financeiro, sendo este crédito passível de execução (ou gasto) pelas Unidades Orçamentárias ao longo do ano. A execução destes créditos orçamentários possui como primeiro estágio o “empenho”. A despesa empenhada representa o comprometimento inicial do crédito consignado no orçamento, seja ele o crédito inicial ou adicional e, uma vez realizado, constitui obrigação de pagamento pelo estado.³

² O Relatório Resumido de Execução Orçamentária – RREO – é uma exigência trazida pela Constituição Federal de 1988, art. 165 §3º, cuja regulamentação ocorreu com a Lei de Responsabilidade Fiscal - Lei Complementar nº 101, de 04 de maio de 2000, art. 52. De acordo com este dispositivo, o RREO “abrangerá todos os Poderes e o Ministério Público, será publicado até trinta dias após o encerramento de cada bimestre” e será composto de demonstrativos da execução de receitas e despesas, bem como do balanço orçamentário. Já o Relatório Contábil integra o Balanço Geral do Estado de Minas Gerais, o qual representa um instrumento de prestação de contas que o Poder Executivo apresenta ao Legislativo, conforme exigido no inciso XII do art. 90 da Constituição do Estado de Minas Gerais.

³ A Despesa Empenhada, de acordo com a Lei Federal nº 4.320, de 17 de março de 1964, art. 58, é o “ato emanado de autoridade competente que cria para o Estado obrigação de pagamento pendente ou não de implemento de condição”. Já o art. 59 traz a condição de que “o empenho da despesa não poderá exceder o limite dos créditos concedidos”.

Os valores dos créditos orçamentários anuais são aprovados e empenhados de acordo com alguns tipos de classificação. Alguns exemplos são a classificação institucional, a funcional-programática, a econômica e a classificação da despesa segundo a sua natureza (GIACOMONI, 2012). É de especial interesse para este trabalho a primeira, já discutida anteriormente, e a última.

De acordo com a classificação da despesa segundo sua natureza, a despesa orçamentária é dividida em “grupos de natureza de despesa”, como é tratado no orçamento federal, ou apenas “grupos de despesa”, conforme utilizado no processo orçamentário no estado de Minas Gerais. Constituem categorias, ou classes de despesa, e evidenciam o objeto do gasto público. (BRASIL, 2015b; BRASIL, 2015c; MINAS GERAIS, 2015a).

Os grupos de despesa utilizados atualmente no processo orçamentário em Minas Gerais são conceituados da seguinte forma (GIACOMONI, 2012, p. 113; MINAS GERAIS, 2015a):

- i. *Pessoal e Encargos Sociais* – Despesas com pessoal ativo, inativo e pensionista, com quaisquer espécies remuneratórias.
- ii. *Juros e Encargos da Dívida* – Despesas com o pagamento de juros, comissões e outros encargos de operações de crédito internas e externas contratadas, bem como da dívida pública mobiliária.
- iii. *Outras Despesas Correntes* – Despesas com aquisição de material de consumo, pagamento de diárias, contribuições, subvenções, auxílio-alimentação, auxílio-transporte, para manutenção da máquina pública.
- iv. *Investimentos* – Despesas com softwares e com o planejamento e a execução de obras, inclusive com a aquisição de imóveis considerados necessários à realização destas últimas, e com a aquisição de instalações, equipamentos e material permanente.
- v. *Inversões Financeiras* – Despesas com a aquisição de imóveis ou bens de capital já em utilização; aquisição de títulos representativos do capital de empresas ou entidades de qualquer espécie, já constituídas, quando a operação não importe aumento do capital; e com a constituição ou aumento do capital de empresas.

- vi. *Amortização da Dívida* – Despesas com o pagamento e/ou refinanciamento do principal e da atualização monetária ou cambial da dívida pública interna e externa, contratual ou mobiliária.

A finalidade dos grupos de despesa é evidenciar agregados importantes da despesa orçamentária, como explica Giacomoni (2012, p.112).

2.3 CRÉDITOS ADICIONAIS

A despesa empenhada por uma unidade orçamentária, ao final de um exercício, pode ser menor, igual ou maior que seu crédito inicial consignado na Lei Orçamentária Anual.

Durante a execução orçamentária, situações não previstas no momento da elaboração da proposta de orçamento anual tornam necessário viabilizar a execução de despesas adicionais em relação ao crédito inicial (GIACOMONI, 2012).

Nesse sentido, a legislação permite ao poder público fazer suplementações orçamentárias ou, na denominação oficial, a abertura de “créditos adicionais”. Eles constituem incrementos de crédito nos orçamentos anuais dos órgãos e na lei são definidos como “autorizações de despesa não computadas ou insuficientemente dotadas na Lei de Orçamento”.⁴

Suplementações orçamentárias consistem, portanto, em autorizações para aumento da despesa orçamentária, situação em que poderá haver empenho de despesa em volume superior ao crédito que foi inicialmente consignado no orçamento.

Conforme o disposto no art. 41 da Lei Federal nº 4.320/1964, os créditos adicionais podem ser classificados em:

- i. suplementares, os destinados a reforço de dotação orçamentária;
- ii. especiais, os destinados a despesas para as quais não haja dotação orçamentária específica;
- iii. extraordinários, os destinados a despesas urgentes e imprevistas, em caso de guerra, comoção intestina ou calamidade pública.

⁴Assunto tratado na Lei nº 4.320, de 17/03/1964, artigos 40 a 46.

Consideram-se recursos disponíveis para fins de abertura de créditos suplementares e especiais, conforme disposto no art. 43 da Lei nº 4.320/1964, “o superávit financeiro apurado em balanço patrimonial do exercício anterior; os provenientes de excesso de arrecadação; os resultantes de anulação parcial ou total de dotações orçamentárias ou de créditos adicionais, autorizados em Lei; e o produto de operações de crédito autorizadas (...)”.

Portanto, quando um órgão de qualquer um dos Poderes citados anteriormente aumenta seu orçamento anual, este aumento se originou de:

- i. superávit financeiro de exercícios anteriores, ou seja, receitas arrecadadas em anos anteriores cujos recursos não foram gastos em sua totalidade no mesmo exercício;
- ii. excesso de arrecadação, ou seja, arrecadação de receitas acima do previsto inicialmente dentro do mesmo exercício;
- iii. anulação de dotações orçamentárias próprias ou de outro órgão e
- iv. realização de operações de crédito.

Dessa forma, ao se analisar anualmente a execução orçamentária dos Poderes do estado, observa-se que em alguns anos houve execução (despesa empenhada) superior ao valor do Crédito Inicial, indicando que houve créditos adicionais que autorizaram esta execução adicional, bem como anos em que se executou menos, caso em que pode ter havido, por exemplo, cortes de despesas. Basta que se compare o crédito orçamentário inicial de determinado órgão com a sua despesa executada ao final do mesmo ano.

Um exemplo prático da aplicação dos conceitos acima discutidos é mostrado na Tabela 2.1.

Tabela 2.1 – Crédito inicial e despesa empenhada no grupo de despesas de Pessoal e Encargos Sociais – Ano 2012

Poder	Crédito Inicial	Despesa Empenhada	Taxa de Incremento (%)
Legislativo	1.144.183.580,00	1.209.058.504,63	5,67%
Judiciário	2.748.381.302,00	3.029.732.403,14	10,24%
Executivo	19.628.148.903,00	21.974.380.511,17	11,95%
Ministério Público	895.206.965,00	1.003.159.173,77	12,06%
Total	24.415.920.750,00	27.216.330.592,71	11,47%

Fonte: Elaboração do autor, a partir dos dados coletados para este trabalho.

Na data de 10 de janeiro de 2012, foi sancionada a lei estadual nº 20.026, a Lei Orçamentária Anual – LOA, para o exercício financeiro de 2012. Nela foram estabelecidos os valores de crédito inicial para os órgãos da administração pública estadual. No que se refere a despesas no grupo de Pessoal e Encargos Sociais, os valores são descritos na Tabela 2.1.

Pela análise da tabela, observa-se que, encerrado o ano de 2012, havia sido empenhado (coluna Despesa Empenhada) um valor 11,47% maior que o inicialmente estabelecido (coluna Crédito Inicial), o que – subtraindo a despesa empenhada total do crédito inicial total – equivale a 2,8 bilhões de reais.

Esta situação só foi possível devido à abertura de créditos adicionais, de modo que não se afrontou o art. 59 da Lei 4.320/64, o qual determina que “o empenho da despesa não poderá exceder o limite dos créditos concedidos”.

De forma geral, para todos os grupos de despesa, tomando como exemplo o Poder Executivo, os dados coletados mostram que em nove dos treze anos pesquisados, houve execução de despesa superior ao valor do crédito inicial. Para estes anos, portanto, pode-se afirmar que houve a realização de créditos adicionais.

Esta será a linha de análise a ser implementada neste trabalho. As execuções anuais dos quatro Poderes serão estudadas de acordo com critérios estabelecidos, de modo que se seja possível uma análise mais qualificada e comparativa sobre esta dinâmica orçamentária.

3 ASPECTOS METODOLÓGICOS

3.1 TAXA DE INCREMENTO ORÇAMENTÁRIO

Os dados a serem estudados se referem aos quatro Poderes do estado de Minas Gerais – Legislativo, Judiciário, Executivo e Ministério Público – entre os anos de 2002 a 2014, totalizando, portanto, 13 observações anuais.

Intenciona-se criar um mecanismo de comparação entre as séries de cada um dos quatro Poderes, cujas observações serão materializadas em uma variável medida em percentual. Este percentual refletirá a magnitude com que a execução da despesa anual, por Poder, esteve acima ou abaixo do valor inicialmente estipulado para o respectivo crédito.

Calculou-se, portanto, anualmente, os montantes consolidados da despesa empenhada, cuja variável resultante foi $desp_x$, e do crédito inicial fixado na LOA, obtendo-se a variável $cred_x$. Em seguida, a despesa empenhada foi colocada em valor relativo ao respectivo crédito inicial, gerando-se a variável *Taxa de Incremento Orçamentário* (T_x):

$$T_x = 100 * \left[\left(\frac{desp_x}{cred_x} \right) - 1 \right], \quad x = L, J, E, M \quad (3.1)$$

Tem-se, portanto, as seguintes variáveis de frequência anual, apuradas para os anos de 2002 a 2014:

- i. T_L : Taxa de Incremento Orçamentário para o Poder Legislativo;
- ii. T_J : Taxa de Incremento Orçamentário para o Poder Judiciário;
- iii. T_E : Taxa de Incremento Orçamentário para o Poder Executivo; e
- iv. T_M : Taxa de Incremento Orçamentário para o Ministério Público.

Para viabilizar esta comparação, a qualificação da despesa empenhada e do crédito inicial para obter $cred_x$ e $desp_x$ foi feita de modo a computar somente grupos de despesa que fossem comuns às diversas unidades orçamentárias que compõem a Administração Pública Estadual, independentemente do Poder a que pertencem.

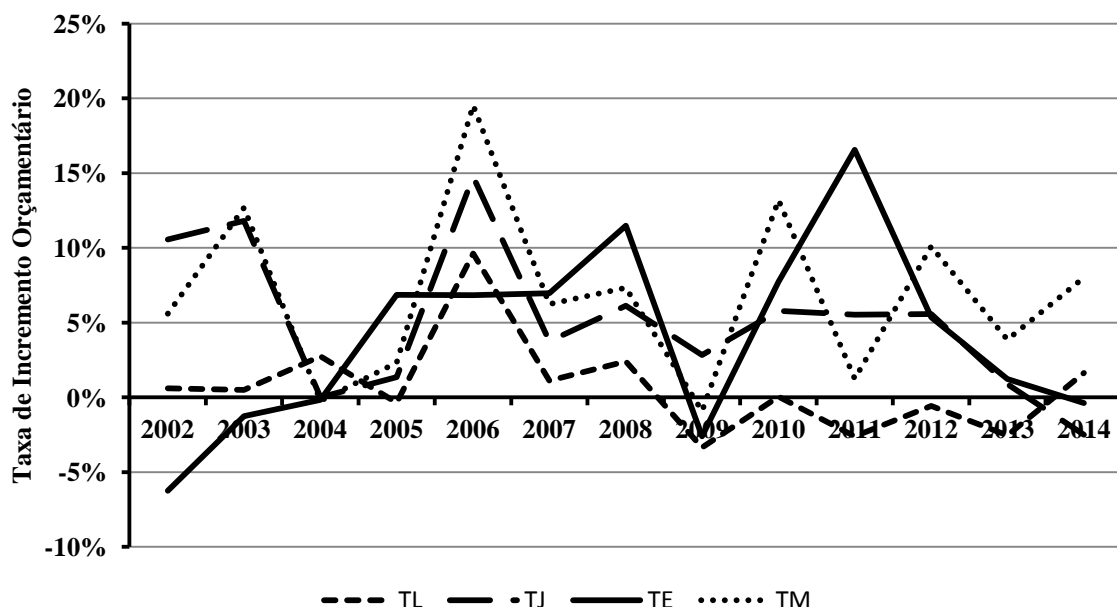
Desse modo, foram excluídos do cômputo os grupos de despesa que representam o pagamento de juros, encargos e amortização da dívida interna e externa, já que somente o Poder Executivo contempla tais despesas em seu orçamento.

Assim, T_X representa a razão entre a despesa executada e o crédito inicial, calculados somente para os grupos de despesa relacionados a Pessoal e Encargos Sociais, Outras Despesas Correntes, Investimentos e Inversões Financeiras.

3.1.1 Análise descritiva da Taxa de Incremento Orçamentário

O comportamento temporal de T_X pode ser visualizado no Gráfico 3.1, o qual compreende o período de 2002 a 2014.

Gráfico 3.1 – Taxa de Incremento Orçamentário, T_X – 2002 a 2014.



O Gráfico 3.1 apresenta no eixo vertical o valor percentual medido para a variável T_X e no eixo horizontal os anos para os quais T_X foi apurada.

Observa-se primeiramente que em todos os 13 anos pesquisados houve abertura de créditos adicionais, o que é evidenciado pelo fato de sempre haver alguma série com percentual acima do eixo 0% para T_X .

Observa-se também que a amplitude dos valores encontrados é alta, conforme se observa no Gráfico 3.1 e na Tabela 3.1 abaixo. Encontram-se valores desde 6,25% de queda na despesa – verificado para T_E no ano de 2002 – até 19,53% de crescimento – verificado para T_M em 2006.

Tabela 3.1 – Estatísticas descritivas da Taxa de Incremento Orçamentário, T_X

Variável	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Mediana	Máximo
T_L	0,71	3,28	-3,37	0,49	9,62
T_J	5,11	4,94	-2,50	5,54	14,75
T_E	4,03	6,29	-6,25	5,36	16,56
T_M	6,84	5,92	-0,92	6,24	19,53

Fonte: Elaboração do autor.

Interpreta-se que o valor da Taxa de Incremento Orçamentário apurada para T_E de -6,25% significa que, ao final do ano de 2002, a despesa total executada pelo Poder Executivo foi 6,25% menor que seu crédito no início do ano estipulado pela LOA do ano de 2002.

Em contrapartida, o maior valor apurado para a T_X foi de 19,53%, medida para o Ministério Público (T_M) no ano de 2006. A despesa deste Poder foi, portanto, incrementada nesse valor percentual em relação ao seu crédito inicial.

A variável T_M , além disso, apresentou o maior valor médio para a Taxa de Incremento Orçamentário, seguido do Poder Judiciário (T_J), Poder Executivo (T_E) e, com o menor valor apurado, o Poder Legislativo (T_L).

No que se refere às correlações entre os dados, a matriz de correlações de Pearson é apresentada na Tabela 3.2.

Tabela 3.2 – Matriz de correlações das variáveis T_X

Correlação de Pearson	T_L	T_J	T_E
T_J	0,475		
T_E	0,064	0,051	
T_M	0,668	0,667	0,109

Fonte: Elaboração do autor

Observa-se níveis mais relevantes de correlação entre as variáveis Poder Legislativo (T_L) e Ministério Público (T_M), no valor de 0,668 e entre as variáveis Poder Judiciário (T_J) e Ministério Público (T_M) no valor de 0,667.

Procedeu-se também com os testes de normalidade das variáveis, conforme mostrado na Tabela 3.3.

Tabela 3.3 – Teste de Normalidade para as variáveis T_X

Variáveis	Anderson-Darling		Shapiro-Wilk	
	Teste	P-valor	Teste	P-valor
T_L	0,643	0,072	0,855	0,033
T_J	0,289	0,557	0,959	0,732
T_E	0,291	0,551	0,964	0,820
T_M	0,207	0,830	0,957	0,703

Fonte: Elaboração do autor

Os testes de Anderson-Darling e Shapiro Wilk retornaram alto p-valor para T_J , T_E e T_M , apontando para não rejeição da hipótese nula de normalidade dos dados, fato que não ocorreu para a variável T_L , cujas estatísticas levam à rejeição da hipótese de normalidade.⁵

No entanto, faz-se necessário ponderar que o reduzido tamanho da amostra, composta por 13 observações, compromete os testes de normalidade, uma vez que eles são desenvolvidos por meio da utilização de teoria assintótica e necessitam, portanto, de amostras mais numerosas (STOCK; WATSON, 2004).

3.2 ESTACIONARIEDADE

A discussão a respeito de cointegração entre séries temporais requer considerações preliminares sobre estacionariedade, dado que duas séries X_t e Y_t , para serem cointegradas, necessitam, dentre outras condições, serem não-estacionárias (DAVIDSON; MACKINNON, 2004).

Uma série temporal X_t pode ser considerada estacionária quando “o futuro se mostra igual ao passado”, ou seja, se sua distribuição de probabilidade não muda ao longo do tempo, o que

⁵ As Tabelas 3.1, 3.2 e 3.3 foram construídas utilizando os pacotes estatísticos *Minitab*® 16 e o software livre *Gretl*, disponível em <http://gretl.sourceforge.net/index.html>. Maiores informações sobre o *Gretl* podem ser encontradas em Andrade (2013).

significa dizer que “a distribuição conjunta de $(Y_{s+1}, Y_{s+2}, \dots, Y_{s+T})$ não depende de s ” (STOCK; WATSON, 2004, p. 303-4).

Ainda de acordo com Davidson e Mackinnon (2004), um processo autorregressivo AR(1) pode ser escrito como:

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim IID(0, \sigma_\varepsilon^2), |\rho| < 1. \quad (3.2)$$

De acordo com este modelo, o termo de erro u_t no tempo t é o resultado de uma fração ρ deste termo de erro no tempo $t-1$, adicionado de um novo termo de erro ε_t , o qual é independente e identicamente distribuído, com média zero e variância constante σ_ε^2 .

De acordo com os autores, a condição de que $|\rho| < 1$ na equação acima é chamada de “condição de estacionariedade”, uma vez que é necessário que o processo AR(1) seja estacionário.

Uma série, portanto, com o típico elemento u_t , descrito acima, é estacionária se a esperança condicional $E(u_t)$ e a variância incondicional $Var(u_t)$ são independentes de t , e se a covariância $Cov(u_t, u_{t-j})$ é também, para todo j , independente de t (DAVIDSON; MACKINNON, 2004).

3.2.1 Processos não estacionários

Os testes para avaliar ordens de integração envolvem testar a presença de raízes unitárias. O modelo de passeio aleatório (*random walk*) é um caso especial do modelo autorregressivo de primeira ordem AR(1):

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + u_t, \quad (3.3)$$

Neste caso, o comportamento de passeio aleatório requer que a constante β_0 seja nula e o coeficiente da primeira defasagem β_1 seja igual a 1. Isto posto, Y_t contém uma tendência estocástica e é não-estacionária, o que implica na presença de raiz unitária (STOCK; WATSON, 2004, p. 312-3).

De acordo com os autores, formalmente, o mesmo processo pode ser testado avaliando a raiz do monômio $1 - \beta_1 y = 0$, a qual deve estar fora do círculo unitário. Portanto, o caso de $|\beta_1| < 1$ indica ausência de raiz unitária, o que implica que Y_t é estacionário desde que u_t seja estacionário.

3.2.2 Testes de raiz unitária

Alguns testes específicos são bastante utilizados para detecção de raízes unitárias. Na literatura, em Stock e Watson (2004), Enders (1995) e Davidson e Mackinnon (2004), discutem-se principalmente o teste de Dickey-Fuller (teste DF), e sua versão estendida, conhecida como teste de Dickey-Fuller “ampliado” (*augmented Dickey-Fuller test*, ou teste ADF), além do teste de Phillips-Perron, discutido também por estes autores. O teste desenvolvido por Kwiatkowski *et al* (1992), discutido por Lutkepohl e Kratzig (2004), conhecido como teste KPSS, também é bastante utilizado.

Cada um desses testes tem suas especificidades, no que se refere principalmente aos seus pressupostos e às hipóteses nula e alternativa. Nesse sentido, serão estudados e utilizados neste trabalho dois testes bastante divergentes nesses quesitos, quais sejam, o teste ADF e o teste KPSS.

O teste de Dickey-Fuller parte do modelo de passeio aleatório apresentado na equação (3.3) para o caso em que o coeficiente da primeira defasagem β_1 é igual a 1. Conforme discutido, se este coeficiente é igual a 1, Y_t possui raiz unitária. Portanto, esta hipótese pode ser testada como (STOCK; WATSON, 2004, p. 314-5):

$$H_0: \beta_1 = 1 \text{ versus } H_1: \beta_1 < 1 \text{ em } Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + u_t \quad (3.4)$$

A hipótese nula, portanto, é de que a série não é estacionária. De acordo com os autores, implementa-se este teste mais facilmente subtraindo-se Y_{t-1} de ambos os lados da equação (3.3). Sendo $\delta = \beta_1 - 1$, então as hipóteses do teste tornam-se:

$$H_0: \delta = 0 \text{ versus } H_1: \delta < 0 \text{ em } \Delta Y_t = \beta_0 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (3.5)$$

A estatística t de Mínimos Quadrados Ordinários que testa se $\delta = 0$ é chamada de estatística de Dickey-Fuller. Já a estatística ampliada de Dickey-Fuller é utilizada para casos em que o modelo AR(1) não captura toda a correlação serial em Y_t , sendo necessária aumentar a ordem da autorregressão (STOCK; WATSON, 2004, ENDERS, 1995).

Amplia-se a equação utilizada no teste restrito de Dickey-Fuller por meio da adição de defasagens de ΔY_t , de modo que a equação fica na forma:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \rho_i \Delta Y_{t-i+1} + u_t \quad (3.6)$$

A adição é feita por defasagens p em ΔY_t com coeficiente ρ_i , cujo p pode ser selecionado por meio de critérios de informação de Akaike e Schwarz (LUTKEPOHL; KRATZIG, 2004, p. 55), discutidos na seção 3.7. O teste ADF possui como pressupostos fundamentais a independência (ausência de correlação serial) e a homoscedasticidade dos erros, ou seja, o que Stock e Watson (2004) chamam de “erros padrão não robustos”.

Já o teste KPSS desenvolvido por Kwiatkowski *et al* (1992), por sua vez, apresenta hipóteses inversas em relação ao teste ADF para testar ordem de integração de series temporais. Testam-se as seguintes hipóteses (LUTKEPOHL; KRATZIG, 2004, p. 63):

$$\begin{aligned} H_0: Y_t &\sim I(0), \text{ a série é integrada de ordem zero;} \\ H_1: Y_t &\sim I(1), \text{ a série é integrada de ordem 1.} \end{aligned}$$

Parte-se da seguinte decomposição de uma dada série temporal Y_t para avaliar sua ordem de integração:

$$Y_t = X_t + Z_t \quad (3.7)$$

Nesta equação, Y_t é a série em estudo; X_t é um passeio aleatório na forma $X_t = X_{t-1} + v_t$, em que $v_t \sim iid(0, \sigma_v^2)$; e Z_t é um erro estacionário. A hipótese de estacionariedade é simplesmente que $\sigma_v^2 = 0$. Na medida em que assume-se que Z_t é estacionária, sob a hipótese nula, Y_t é também estacionária (KWIATKOWSKI *et al*, 1992, p. 162).

Isso implica que as hipóteses acima descritas para o teste KPSS podem ser reescritas como: $H_0: \sigma_v^2 = 0$ versus $H_1: \sigma_v^2 > 0$. Sob hipótese nula, Y_t é composta por uma constante e pelo erro estacionário Z_t , o que torna Y_t também estacionária (LUTKEPOHL; KRATZIG, 2004). A estatística do teste KPSS proposta por Kwiatkowski *et al* (1992) é calculada como:

$$KPSS = \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / \hat{\sigma}_{\infty}^2, \quad (3.8)$$

Em que T é o número de observações; $S_t = \sum_{j=1}^t \hat{w}_j$, com $\hat{w}_t = Y_t - \bar{Y}$; e $\hat{\sigma}_{\infty}^2$ é um estimador não paramétrico para a variância de longo prazo de Z_t . De acordo com os autores, se Y_t é um processo estacionário, S_t é integrada de ordem 1 e a quantidade no numerador da estatística KPSS é um estimador de sua variância.

O termo no denominador assegura que, em geral, a distribuição é livre de distúrbios causados por parâmetros desconhecidos. Entretanto, se Y_t é $I(1)$ o numerador crescerá sem limites, levando a estatística a crescer tanto quanto for o tamanho da amostra. O estimador não paramétrico $\hat{\sigma}_{\infty}^2$ proposto pelos autores assegura que a estatística KPSS possui uma distribuição que não depende de parâmetros de distúrbio sob a hipótese nula de estacionariedade de Y_t . H_0 é, de toda forma, rejeitada para altos valores apurados para a estatística do teste (LUTKEPOHL; KRATZIG, 2004, p. 63-4).

3.3 MODELO VETORIAL AUTORREGRESSIVO

Os modelos VAR apresentam-se como soluções à estimação de efeitos causais provocados em uma variável X_t por outra variável Y_t com defasagem de ordem p . De forma geral, um modelo vetorial autorregressivo com k variáveis temporais possui uma equação para cada variável, e as variáveis explicativas em todas as k equações constituem valores defasados de todas as variáveis (STOCK; WATSON, 2004, p. 363-4). A forma genérica para as variáveis X_t e Y_t seria:

$$Y_t = \beta_{10} + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{1i} X_{t-i} + u_{1t} \quad (3.9)$$

$$X_t = \beta_{20} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{2i} X_{t-i} + u_{2t} \quad (3.10)$$

De acordo com os autores, por MQO estima-se os coeficientes de um modelo VAR, sendo a ele aplicáveis as hipóteses dos modelos comuns de regressão de séries temporais com múltiplos previsores, quais sejam:

- i. a esperança condicional de u_t é igual a zero, dados os regressores e suas defasagens adicionais;
- ii. as variáveis aleatórias X_t e Y_t são estacionárias;
- iii. o quarto momento de X_t e Y_t é finito e diferente de zero, e
- iv. não há multicolinearidade perfeita.

3.4 COINTEGRAÇÃO

A análise de cointegração requer uma investigação mais detida a respeito do comportamento conjunto entre duas ou mais séries temporais. Para confirmar qualquer tipo de relação entre duas séries X_t e Y_t , o diferencial entre elas deve ser desprovido de tendência:

Suponha que X_t e Y_t sejam integradas de ordem um. Se, para algum coeficiente Φ , $Y_t - \Phi X_t$ é integrada de ordem zero, diz-se que X_t e Y_t são cointegradas. O coeficiente Φ é chamado de Coeficiente de Cointegração. Se X_t e Y_t são cointegradas, elas possuem uma tendência estocástica igual, ou comum. O cálculo da diferença $Y_t - \Phi X_t$ elimina essa tendência (STOCK; WATSON, 2004, p.377).

Se uma série X_t é integrada de ordem 1, ou seja, se X_t é $I(1)$, isso pressupõe que ela tenha uma raiz autoregressiva unitária, e requer também que sua diferenciação em primeira ordem ΔX_t seja estacionária. Nesse sentido, X_t possuirá uma tendência de passeio aleatório (*random walk*) na forma:

$$X_t = \theta X_{t-1} + u_t, \quad (3.11)$$

em que $\theta = 1$ e u_t não é serialmente correlacionado. Diferenciada uma vez, portanto, a série X_t se torna estacionária, o que é representado pela terminologia $I(1)$. Da mesma forma, se X_t é $I(2)$, ΔX_t é $I(1)$, ou seja, X_t precisará ser diferenciada duas vezes para se tornar estacionária.

3.4.1 Teste de cointegração de Engle-Granger

Engle e Granger (1987) desenvolveram um teste que avalia se há cointegração, ou seja, uma relação de equilíbrio, entre duas ou mais séries temporais. O pressuposto inicial é que as séries devem ser no mínimo $I(1)$, e devem possuir a mesma ordem de integração (ENDERS, 1995; STOCK; WATSON, 2004).

Após detectado que duas séries X_t e Y_t , por exemplo, são $I(1)$, deve-se estimar a relação de equilíbrio entre elas, na forma:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t \quad (3.12)$$

Nesta equação, β_1 é o parâmetro de cointegração entre X_t e Y_t . No entanto, para determinar se essas duas séries são realmente cointegradas, seja $\hat{\varepsilon}_t$ o resíduo dessa equação, ou seja, a série de erro estimado para relação de equilíbrio entre X_t e Y_t . Se esses desvios da relação de equilíbrio são tidos como ruído branco, ou seja, estacionários, então X_t e Y_t são cointegradas (ENDERS, 1995, p. 374).

O teste ADF é considerado pelos autores como uma opção natural para a análise da estacionariedade de $\hat{\varepsilon}_t$.

3.4.2 Teste de cointegração de Johansen

O teste de cointegração de Johansen, de acordo com Enders (1995, p. 386), é uma generalização multivariada do teste de estacionariedade de Dickey-Fuller. No caso univariado, avalia-se estacionariedade de uma série y_t , baseando-se na significância do parâmetro $(\beta_1 - 1)$ em $\Delta Y_t = (\beta_1 - 1)Y_{t-1} + \epsilon_t$.

O que se faz agora é a generalização para n variáveis (ENDERS, 1995, p. 386):

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \epsilon_t \quad (3.13)$$

$$x_t - x_{t-1} = A_1 x_{t-1} - x_{t-1} + \epsilon_t \quad (3.14)$$

$$\Delta x_t = (A_1 - I) x_{t-1} + \epsilon_t \quad (3.15)$$

$$\Delta x_t = \pi x_{t-1} + \epsilon_t \quad (3.16)$$

Neste processo, (3.13) representa o modelo de passeio aleatório para n variáveis; x_t e ϵ_t são vetores ($n \times 1$); A_1 é uma matriz ($n \times n$) de parâmetros; I é uma matriz identidade ($n \times n$) e π é uma matriz também ($n \times n$) definida como $(A_1 - I)$. Define-se o “posto” (*rank*) de π como o número de vetores de cointegração independentes, dadas as séries temporais estudadas.

Defasagens adicionais podem ser inseridas no modelo, como é feito também no teste ADF (ENDERS, 1995, p. 390):

$$x_t = A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + \dots + A_p x_{t-p} + \epsilon_t \quad (3.17)$$

Em que x_t ($n \times 1$) agora é o vetor $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$; e ϵ_t é um vetor n -dimensional independente e identicamente distribuído (iid), com média zero e variância dada pela matriz somatória de ϵ_t . Procedendo-se com manipulações algébricas com as efetuadas em (3.17), de modo que se tenha Δx_t , chega-se ao seguinte modelo generalizado:

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta x_{t-i} + \pi x_{t-p} + \epsilon_t \quad (3.18)$$

Em que $\pi = -(I - \sum_{i=1}^p A_i)$ e $\pi_i = -(I - \sum_{j=1}^i A_j)$. Novamente, o posto da matriz π é igual ao número de vetores de cointegração independentes. Observa-se que se $\text{posto}(\pi)=0$, o termo πx_{t-p} será nulo e a equação (3.18) será um modelo VAR em primeiras diferenças; se $\text{posto}(\pi)=1$, existe um único vetor de cointegração e a expressão πx_{t-p} será o fator de correção de erros. Para o caso geral, vale a condição $1 < \text{posto}(\pi) < n-1$, onde poderá haver múltiplos vetores de cointegração (ENDERS, 1995, p. 390).

O posto da matriz π é igual ao número de “raízes características” (também chamadas de *autovalores*) desta matriz que diferem de zero. Denota-se todos os autovalores da matriz π por $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$, os quais serão todos zero se não houver cointegração das variáveis em x_t .

Na prática, de acordo com o autor, obtém-se apenas estimativas de π e suas raízes características (posto). O teste para o número de relações de cointegração entre as variáveis de x_t pode ser conduzido utilizando as duas estatísticas de teste que se seguem (ENDERS, 1995, p. 391):

$$\lambda_{traço}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3.19)$$

$$\lambda_{máx}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (3.20)$$

Em que $\hat{\lambda}_i$ são os valores estimados para os autovalores obtidos a partir da matriz π estimada; e T é o número de observações.

A primeira estatística de teste $\lambda_{traço}$ testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é menor que ou igual a r , contra a hipótese alternativa complementar. Já o segundo teste $\lambda_{máx}$ avalia a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é r , contra a hipótese alternativa de que é $r+1$. Quanto mais distante de zero forem os autovalores da matriz π estimada, maiores serão $\lambda_{traço}$ e $\lambda_{máx}$, apontando para a rejeição das hipóteses nulas (ENDERS, 1995, p. 391).

3.5 TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER

Além de avaliar se duas séries possuem tendências estocásticas comuns, como descrito a respeito da cointegração, outra forma de avaliar o relacionamento dessas séries é testar se há causalidade entre elas e em que direção ocorre esta causalidade.

Nesse sentido, a estatística F ganha utilidade, na medida e que testa, por meio de estimativas de Mínimos Quadrados Ordinários, se defasagens de um dos regressores incluídos no modelo possuem conteúdo preditivo útil e superior ao dos demais regressores (STOCK; WATSON, 2004, p.305).

Seja a seguinte representação de uma autorregressão com variáveis X_t e Y_t , sugerida por Ferreira (1993, p.84):

$$X_t = a + \sum_{i=1}^m b_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^n c_j y_{t-j} + u_t \quad (3.21)$$

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^r \beta_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^s \Gamma_j x_{t-j} + v_t \quad (3.22)$$

Em que a e α são constantes, u_t e v_t são distúrbios aleatórios com média zero e variância constante e onde se supõe que X_t e Y_t são estacionárias.

De forma objetiva, o autor explica que o teste de causalidade de Granger indica que Y_t “Granger-causa” X_t se os n coeficientes c_j na equação (1) e os s coeficientes Γ_j na equação (2) são conjuntamente diferentes de zero.

Desse modo, a hipótese nula H_0 do teste seria: X_t não é causado (no sentido de Granger) por Y_t , ou seja, todos os coeficientes c_j na equação (1) são iguais a zero. De forma análoga, a hipótese nula é testada também para avaliar se Y_t não é causado (no sentido de Granger) por X_t . No caso de não rejeição de H_0 , todos os coeficientes Γ_j na equação (2) seriam iguais a zero (FERREIRA, 1993).

3.6 MODELO VETORIAL DE CORREÇÃO DE ERROS

Conforme explicado anteriormente, uma das formas de eliminar tendências estocásticas em séries não estacionárias é calcular a diferença entre elas, desde que haja cointegração. E na medida em que o termo $(Y_t - \Phi X_t)$ é estacionário, ele pode atuar como um regressor.

De forma mais assertiva, como definido por Stock e Watson (2004), na possibilidade de Y_t e X_t serem cointegradas, ΔY_t e ΔX_t podem ser variáveis explicadas por um modelo VAR aumentado pela adição de $(Y_{t-1} - \Phi X_{t-1})$ como variável explicativa:

$$\Delta Y_t = \beta_{10} + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{1i} \Delta X_{t-i} + \alpha_1 (Y_{t-1} - \Phi X_{t-1}) + u_{1t} \quad (3.23)$$

$$\Delta X_t = \beta_{20} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{2i} \Delta X_{t-i} + \alpha_2 (Y_{t-1} - \Phi X_{t-1}) + u_{2t} \quad (3.24)$$

Ao final das equações (3.23) e (3.24), tem-se o termo de correção de erros na forma de $(Y_{t-1} - \Phi X_{t-1})$ e as duas equações acima como componentes do modelo vetorial de correção de erros. Na medida em que os termos ΔX_t e ΔY_t são estacionários, o termo $(Y_{t-1} - \Phi X_{t-1})$ também é, o que retoma à condição de cointegração discutida na seção 3.4. A significância dos coeficientes α_1 e α_2 indicaria se o diferencial defasado das séries Y_t e X_t ajudam ou não a prever suas próprias variações futuras (STOCK; WATSON, 2004, p. 377).

Enders (1995, p. 365) afirma que o principal aspecto de variáveis cointegradas é que seus valores ao longo do tempo são influenciados pela extensão de qualquer desvio de sua relação de equilíbrio de longo prazo. E os desvios nas variáveis específicas responderão à magnitude do desequilíbrio.

Nesse sentido a estimação do modelo VEC torna-se um passo adicional aos testes de cointegração discutidos acima, na medida em que a estimação do modelo de correção de erros advém da estimação da relação de equilíbrio de longo prazo entre Y_t e X_t que se materializa em $(Y_{t-1} - \Phi X_{t-1})$. Este termo de erro, o qual deve ser estacionário, constitui peça fundamental para o modelo VEC (ENDERS, 1995, p. 375-6).

3.7 CRITÉRIOS DE INFORMAÇÃO PARA SELEÇÃO DE DEFASAGENS

O ajuste de modelos autorregressivos utilizados em testes de estacionariedade, bem como em modelos vetoriais VAR e VEC, requer a seleção do número de defasagens a ser utilizado.

Na medida em que o R^2 das regressões não decai com o aumento de variáveis ou defasagens nos modelos, há uma tendência de superestimação do número de parâmetros adicionados, o que torna necessária uma forma de selecionar o melhor modelo. Isso ocorre na medida em que

adicionar variáveis ao modelo (i) consome graus de liberdade; (ii) geralmente adiciona variáveis serialmente correlacionadas; e (iii) pode haver multicolinearidade (GREENE, 1993, p. 515).

A adição de defasagens, portanto, requer que se selecione um tamanho p de defasagem que minimize um “critério de informação”. Os critérios comumente utilizados são o critério de informação de Bayes (BIC), também conhecido como critério de Schwarz (SIC), e o de Akaike (AIC). Esses critérios são calculados como (STOCK; WATSON, 2004, p. 309):

$$BIC(p) = \ln\left(\frac{SQR(p)}{T}\right) + (p + 1) \frac{\ln(T)}{T} \quad (3.25)$$

$$AIC(p) = \ln\left(\frac{SQR(p)}{T}\right) + (p + 1) \frac{2}{T} \quad (3.26)$$

Nas equações, $SQR(p)$ é a soma dos quadrados dos resíduos do modelo $AR(p)$ estimado; T é o número de observações e p o número de defasagens. O objetivo, portanto, é encontrar um valor de p que minimize $BIC(p)$ e $AIC(p)$ entre as escolhas possíveis $p = 0, 1, \dots, p_{\text{máx}}$, em que $p_{\text{máx}}$ é o maior valor de p considerado (STOCK; WATSON, 2004, p.309).

3.8 ANÁLISE NÃO-PARAMÉTRICA

A análise de séries temporais implementada no presente trabalho utiliza dos dados da Taxa de Incremento Orçamentário (T_X) relativa aos quatro Poderes do estado de Minas Gerais, entre os anos 2002 a 2014.

São, portanto, 13 observações anuais. Na medida em que o número de observações é reduzido, faz-se necessário utilizar uma metodologia voltada para a expansão da amostra de dados, de modo que se possa fazer simulações e inferências adicionais no que se refere ao relacionamento entre as variáveis.

Nesse sentido, as técnicas de reamostragem serão úteis para a análise, na medida em que, apesar da descaracterização da lógica temporal das variáveis T_X , permitirão expandir as observações, possibilitando o aprimoramento da aferição das correlações entre as variáveis.

Expandidas as observações, o objetivo é proceder com simulações por meio da geração de variáveis aleatórias correlacionadas, o que se será feito por meio da incorporação do fator de Cholesky aos dados reamostrados. Faz-se necessário preservar as relações entre as variáveis, de modo que se possa proceder com novas regressões a partir de uma nova amostra gerada, o que visa a minimizar o problema da amostra original ter somente 13 observações anuais.

3.8.1 A técnica *Bootstrap*

O *bootstrap* consiste em replicar o processo de estimação por meio da reamostragem, levada em consideração a amostra original ou a distribuição da variável de interesse com parâmetros estimados via amostra original (EFRON; TIBSHIRANI, 1993).

Cada amostra poderá ser analisada independentemente ou conjuntamente. O exemplo mais utilizado é a estimação da média: a melhor forma de estimar a média na população é por meio da média de todas as médias estimadas ao longo das amostras geradas por *bootstrap* (EFRON, 1982 *apud* COSTA, 2010).

A técnica de reamostragem por *bootstrap* será utilizada com o objetivo de se gerar amostras replicadas da amostra original. Para isso, o seguinte procedimento será adotado:

- i. Numerar os dados de T_L , T_J , T_E e T_M de 1 a 13, de modo que $t=2002$ tenha o código 1, $t=2003$ tenha o código 2, até $t=2014$ que será codificado como 13.
- ii. Utilizando-se do gerador de números aleatórios do Microsoft Excel[®] 2007, gerar aleatoriamente 6500 dados⁶ entre 1 e 13, de modo que a cada número gerado venha vinculada a sua respectiva observação buscada da amostra original de T_L , T_J , T_E e T_M . A reamostragem será, portanto, com reposição.⁷
- iii. Contando-se a partir da primeira linha de dados gerados, calcular a média *bootstrap* a cada 13 observações, de modo que as 6500 observações reamostradas gerem 500 amostras *bootstrap* e, e decorrência disso, tenha-se 500 médias *bootstrap*.

⁶ 13 (anos) x 500 (sorteios aleatórios) = 6500 (simulações)

⁷ Ressalta-se que os dados de T_X não farão parte da nova base de dados gerada, uma vez que serão somente parâmetros para a geração dos novos 6500 dados.

Os novos dados a serem estudados correspondem, portanto, às 500 médias *bootstrap* geradas⁸, as quais comporão o vetor \mathbf{T} :

$$\mathbf{T}_i = [T_{Li}^B \ T_{Ji}^B \ T_{Ei}^B \ T_{Mi}^B] \quad i = 1, 2, \dots, 500, \quad (3.27)$$

por meio dos quais será procedida a geração de variáveis aleatórias correlacionadas.

3.8.2 Geração de variáveis aleatórias correlacionadas

De posse dos 500 vetores de médias *bootstrap* gerados, intenciona-se analisar o comportamento destes dados por meio de simulações, às quais serão incorporadas as correlações entre as variáveis T_X , gerando-se variáveis aleatórias correlacionadas. Estas seqüências aleatórias serão geradas por meio da tradicional algoritmo da fatoração de Cholesky.

Qualquer matriz simétrica definida positiva \mathbf{A} pode ser escrita como um produto de uma matriz triangular inferior \mathbf{L} e sua transposta \mathbf{L}^T – que é triangular superior (GREENE, 1993, p. 36):

$$\mathbf{A} = \mathbf{L}\mathbf{L}^T \quad (3.28)$$

A matriz \mathbf{L} é chamada de fator de Cholesky da matriz \mathbf{A} . Para se calcular \mathbf{L} , o caso geral de uma matriz $\mathbf{A}_{3 \times 3}$, por exemplo, pode ser demonstrado pelos seguintes procedimentos:

$$\mathbf{A} = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{21} & a_{31} \\ a_{21} & a_{22} & a_{32} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} l_{11} & 0 & 0 \\ l_{21} & l_{22} & 0 \\ l_{31} & l_{32} & l_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} l_{11} & l_{21} & l_{31} \\ 0 & l_{22} & l_{32} \\ 0 & 0 & l_{33} \end{pmatrix} \equiv \mathbf{L}\mathbf{L}^T \quad (3.29)$$

$$\mathbf{L}\mathbf{L}^T = \begin{pmatrix} l_{11}^2 & l_{21}l_{11} & l_{31}l_{11} \\ l_{21}l_{11} & l_{21}^2 + l_{22}^2 & l_{31}l_{21} + l_{32}l_{22} \\ l_{31}l_{11} & l_{31}l_{21} + l_{32}l_{22} & l_{31}^2 + l_{32}^2 + l_{33}^2 \end{pmatrix} \quad (3.30)$$

⁸ É importante salientar que a lógica temporal é perdida nesse processo, uma vez que dados coletados ao longo tempo foram sorteados novamente, e deles extraída a média.

Igualando-se os elementos da matriz \mathbf{A} e do produto \mathbf{LL}^T , tem-se que os elementos da diagonal principal l_{kk} e os elementos abaixo da diagonal l_{ik} , em que $i > k$, seguem, respectivamente, os padrões de cálculo abaixo (RALSTON; RABINOWITZ, 2001):

$$l_{kk} = \sqrt{a_{kk} - \sum_{j=1}^{k-1} l_{kj}^2} \quad l_{ik} = \frac{1}{l_{kk}} \left(a_{ik} - \sum_{j=1}^{k-1} l_{ij} l_{kj} \right) \quad (3.31)$$

Por meio desse algoritmo, serão geradas seqüências aleatórias correlacionadas, as quais serão computadas por meio do seguinte produto:

$$\mathbf{TL} = \mathbf{C} \quad (3.32)$$

Em que \mathbf{T} são as matrizes dos vetores de médias *bootstrap* calculados anteriormente; \mathbf{L} é fator de Cholesky da matriz de correlações da amostra original de T_X ; e \mathbf{C} são os vetores das simulações de seqüências aleatórias correlacionadas.

São criadas, como resultado desse procedimento, as variáveis C_L , C_J , C_E e C_M , resultantes:

- i. da expansão da amostra de dados por *bootstrap*;
- ii. da extração de 500 médias *bootstrap* a partir dos 6500 dados gerados; e
- iii. da incorporação das correlações da amostra original por meio do fator de Cholesky.

3.9 REGRESSÃO LINEAR MÚLTIPLA

As relações entre as variáveis geradas na seção anterior serão testadas utilizando modelos de regressão linear múltipla, na forma das equações abaixo:

$$C_L = \beta_{10} + \beta_{11}C_J + \beta_{12}C_E + \beta_{13}C_M + \varepsilon_1 \quad (3.33)$$

$$C_J = \beta_{20} + \beta_{21}C_L + \beta_{22}C_E + \beta_{23}C_M + \varepsilon_2 \quad (3.34)$$

$$C_E = \beta_{30} + \beta_{31}C_L + \beta_{32}C_J + \beta_{33}C_M + \varepsilon_3 \quad (3.35)$$

$$C_M = \beta_{40} + \beta_{41}C_L + \beta_{42}C_J + \beta_{43}C_E + \varepsilon_4 \quad (3.36)$$

Em que os coeficientes β_{ij} , $i = 1, 2, 3, 4$ e $j = 0, 1, 2, 3$, são estimadores de mínimos quadrados ordinários (MQO); C_L , C_J , C_E e C_M são as variáveis criadas por simulação utilizando *bootstrap* e fatoração de Cholesky; e ε_i , $i = 1, 2, 3$ e 4 são os termos de erro das equações de regressão.

Vale ressaltar que os modelos ora discutidos se submetem aos pressupostos de Mínimos Quadrados no modelo de regressão múltipla, conforme discutido por Stock e Watson (2004, p. 108) da seguinte forma.

Seja a equação genérica de regressão linear múltipla:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + u_i, i = 1, \dots, n,$$

em que:

- i. u_i possui uma média condicional zero, dados $X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{ki}$, isto é, $E(u_i | X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{ki}) = 0$;
- ii. $(X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{ki}, Y_i)$, $i = 1, \dots, n$, são seleções independentes e identicamente distribuídas (iid) de sua distribuição conjunta;
- iii. $(X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{ki}, u_i)$ possuem quartos momentos finitos e diferentes de zero; e
- iv. Não existe multicolinearidade perfeita.

Com base nesses pressupostos e nas equações acima propostas, cada variável simulada C_L , C_J , C_E e C_M será, portanto, colocada como variável resposta em uma equação específica, de modo que se possa estimar o relacionamento entre cada uma delas e as outras três.

Através desse método, buscar-se-á avaliar que relações o procedimento de reamostragem produziu entre as variáveis simuladas, e qual a sua relação com as associações encontradas entre os dados originais coletados. Originalmente, a base de dados era composta por somente 13 observações, problema que se buscou contornar por meio do procedimento ora descrito.

4 RESULTADOS

4.1 ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO

De forma preliminar, o procedimento a ser adotado para análise das séries a serem modeladas é a avaliação de sua ordem de integração, o que requer investigar se elas apresentam raízes unitárias. Posteriormente, seguir-se-á com a análise de cointegração.

4.1.1 Testes de Raiz Unitária

Por definição, séries cointegradas devem individualmente se comportar seguindo tendências estocásticas significativas, ou seja, não serem estacionárias (STOCK; WATSON, 2004). São utilizados neste trabalho dois testes para avaliar estacionariedade, quais sejam, o teste ADF de Dickey-Fuller e o teste KPSS, discutidos mais detidamente na seção 3.2.2.

O teste ADF possui como pressupostos a independência estatística e a homoscedasticidade dos erros, tendo as seguintes hipóteses (STOCK; WATSON, 2004; ENDERS, 1995):

H_0 : a série possui raiz autorregressiva unitária

H_1 : a série é estacionária

Já o teste KPSS difere fundamentalmente do teste ADF, na medida em que admite heteroscedasticidade dos erros e possui hipóteses inversas em relação ao teste ADF, (KWIATKOWSKI *et al*, 1992; LUTKEPOHL; KRATZIG, 2004):

H_0 : a série é estacionária

H_1 : a série possui raiz autorregressiva unitária

A Tabela 4.1 apresenta os resultados dos testes de raiz unitária realizados.

Tabela 4.1 – Testes de raiz unitária para as séries T_L , T_J , T_E e T_M .

Teste ADF para as séries T_X					
Variável	Nível		Primeira Diferença		Ordem de integração
	Estatística do teste	p-valor	Estatística do teste	p-valor	
T_L	-1,2657	0,1898	-7,6119	0,0000	I(1)
T_J	-2,5268	0,0170	-4,3429	0,0000	I(0)
T_E	-1,7429	0,0775	-3,9156	0,0012	I(0)
T_M	-1,2359	0,1994	-6,7874	0,0000	I(1)

Teste KPSS para as séries T_X					
Variável	Nível		Primeira Diferença		Ordem de integração
	Estatística do teste	p-valor	Estatística do teste	p-valor	
T_L	0,2707	> 0,10	0,0443	> 0,10	I(0)
T_J	0,3279	> 0,10	0,0459	> 0,10	I(0)
T_E	0,2624	> 0,10	0,1514	> 0,10	I(0)
T_M	0,0358	> 0,10	0,0290	> 0,10	I(0)

Fonte: Elaboração do autor. Testes realizados utilizando o software livre *Gretl*, disponível em <http://gretl.sourceforge.net/index.html>.

Para cada série, apresenta-se a estatística do teste ADF e KPSS, juntamente com seus p-valores. No intuito de avaliar a ordem de integração, os testes são realizados com as séries em nível e em primeira diferença. Conforme exposto na seção 3.4, se a série é integrada de ordem um, ou seja, se ela é I(1), ela precisa ser diferenciada uma vez para se tornar estacionária. Em contrapartida, se for I(0), ela já apresenta características de estacionariedade quando analisada em nível.

Em virtude do reduzido número de 13 observações das séries estudadas, utiliza-se o nível de significância de 10% como limite inferior para não-rejeição da hipótese nula de raiz unitária para o teste ADF ou para não-rejeição da hipótese nula de estacionariedade no que se refere ao teste KPSS.

Os resultados do teste ADF atestam a presença de raiz unitária para T_L e T_M em nível, dado que a hipótese nula não é rejeitada ao nível de 10%. Rejeita-se H_0 , entretanto, para T_J e T_E em nível, sendo estas, portanto, estacionárias. Uma vez diferenciadas, as quatro séries tornam-se estacionárias.

Para seleção de defasagens dos testes ADF, foram aplicados os critérios de informação de Akaike e Schwarz, descritos na seção 3.7. Para as séries em nível, foi indicada 1 defasagem

para T_L e T_M e nenhuma para as demais. Já para as séries em primeira diferença, uma defasagem adicional foi apurada apenas para T_J .⁹

Já o teste KPSS não rejeita a hipótese nula de estacionariedade para nenhuma das quatro séries estudadas. Todas elas, de acordo com os resultados encontrados, são estacionárias quando analisadas em nível.

4.1.2 Testes de cointegração

Adota-se neste trabalho os testes de cointegração de Engle-Granger e Johansen. O teste de Engle-Granger consiste em (STOCK; WATSON, 2004):

- i. estimar um modelo de regressão linear por MQO para as variáveis estudadas;
- ii. proceder com o teste ADF nos resíduos.

Para haver cointegração: (i) os coeficientes β do modelo de MQO devem ser significativos; e (ii) os resíduos devem ser estacionários. A Tabela 4.2 mostra os resultados do teste de cointegração de Engle-Granger.

Tabela 4.2 - Teste de cointegração de Engle-Granger para as séries T_X

Modelos de Regressão para o Teste de Engle-Granger						Análise de Resíduos	
Variável dependente	Variáveis independentes	Coeficiente	Erro padrão	Estatística do teste	p-valor	Estatística do teste ADF	P-valor teste ADF
T_L	T_J	-0,0354	0,2250	-0,1573	0,8782	-1,1317	0,9559
	T_E	-0,0627	0,1285	-0,4879	0,6362		
	T_M	0,2612	0,1815	1,4390	0,1808		
T_J	T_J	-0,0697	0,4434	-0,1573	0,8782	-2,8005	0,3887
	T_E	0,0229	0,1824	0,1256	0,9026		
	T_M	0,6751	0,1811	3,7290	0,0039 ***		
T_E	T_L	-0,3707	0,7599	-0,4879	0,6362	-2,8803	0,3583
	T_J	0,0687	0,5473	0,1256	0,9026		
	T_M	0,4283	0,4656	0,9199	0,3793		
T_M	T_L	0,6567	0,4564	1,4390	0,1808	-2,8538	0,3680
	T_J	0,8616	0,2311	3,7290	0,0039 ***		
	T_E	0,1822	0,1980	0,9199	0,3793		

Fonte: Elaboração do autor. Testes realizados utilizando o software livre *Gretl*, disponível em <<http://gretl.sourceforge.net/index.html>>.

⁹ Para o teste ADF, não foram testadas defasagens superiores a 1, em virtude das limitações causadas pelo tamanho reduzido da amostra, além da perda de observações e de graus de liberdade dos testes causada pela diferenciação.

Observa-se que para a relação entre as variáveis T_J e T_M , tem-se coeficiente significativo ao nível de 1%, o que é um indicativo de uma relação mais próxima entre as duas séries. Reforça este resultado o fato de a estimação do modelo de T_J contra T_L , T_E e T_M resultar numa estatística-F com p-valor de 0,0034, apontando para a significância de ao menos um dos coeficientes da regressão, notadamente o que está relacionado à variável T_M .

A respeito do teste ADF para estacionariedade dos resíduos gerados, a hipótese nula de raiz unitária não é rejeitada para os quatro modelos ajustados, mesmo que se proceda com baixo rigor no teste. Descarta-se, portanto, a hipótese de cointegração conjunta entre as quatro séries.

Vale, entretanto, retornar à análise estrita das séries T_J e T_M , as quais apresentaram alta significância entre os coeficientes no teste de cointegração de Engle-Granger. Nesse sentido, o teste será feito apenas com estas duas variáveis. O resultado do teste para T_J e T_M está evidenciado na Tabela 4.3.

Tabela 4.3 - Teste de cointegração de Engle-Granger para as séries T_J e T_M

Modelo de Regressão para o teste de Engle-Granger						Análise de Resíduos	
Variável dependente	Variável independente	Coefficiente	Erro padrão	Estatística do teste	p-valor	Estatística do teste ADF	P-valor teste ADF
T_J	T_M	0,6693	0,1178	5,6810	0,0001 ***	-2,8081	0,0718 *
T_M	T_J	1,0891	0,1917	5,6810	0,0001 ***	-3,1878	0,0376 **

Fonte: Elaboração do autor. Testes realizados utilizando o software livre *Gretl*, disponível em <http://gretl.sourceforge.net/index.html>.

O teste apresenta coeficientes significativos ao nível de significância de 1%. Além disso, no que se refere ao teste ADF para os resíduos, a hipótese nula de raiz unitária é rejeitada ao nível de significância de 10% para a equação com T_J como variável dependente e rejeitada ao nível de 5% para a equação com T_M como variável dependente.

Muito embora se esteja trabalhando com reduzido número de observações, há indícios, com base na significância dos resultados expostos acima, de que há relação de cointegração entre T_J e T_M .

De forma alternativa ao teste de Engle-Granger, procedeu-se com o teste de Johansen para avaliação da cointegração entre T_J e T_M , cuja utilidade e aplicabilidade é corroborada por Enders (1995, p. 396).

Com base nos resultados expostos na Tabela 4.3, em que houve significância apenas entre estas duas variáveis, descarta-se a cointegração entre as demais, ficando a análise do teste de Johansen direcionada aos dados do Poder Judiciário (T_J) e do Ministério Público (T_M) apenas.

A tabela abaixo fornece os resultados do teste de cointegração de Johansen.

Tabela 4.4 – Teste de cointegração de Johansen para T_J e T_M .

Posto (r)	Autovalor	Teste do Traço		Teste do Máximo Autovalor	
		Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
0	0,497	12,727	0,042	8,252	0,162
1	0,311	4,475	0,039	4,475	0,041

Fonte: Elaboração do autor. Testes realizados utilizando o software livre *Gretl*, disponível em <<http://gretl.sourceforge.net/index.html>>.

Levando-se em consideração de que se está testando cointegração entre apenas duas séries, os valores factíveis para o posto são 0 ou 1, indicando uma ou nenhuma relação de cointegração entre T_J e T_M . A estatística do traço ($\lambda_{traço}$), desse modo, testa as hipóteses:

H_0 : o número de vetores de cointegração é menor que ou igual a r ;

H_1 : o número de vetores de cointegração é maior que r .

Já o teste do máximo autovalor ($\lambda_{máx}$) avalia:

H_0 : o número de vetores de cointegração equivale a r ;

H_1 : o número de vetores de cointegração equivale a $r+1$.

Os resultados encontrados são ambíguos para posto igual a 0 e não factíveis para posto igual a 1. No que se refere ao posto zero, o p-valor do Teste do Traço aponta para rejeição da hipótese nula, ou seja, o número de vetores de cointegração é maior que zero. Há, portanto, uma relação de cointegração entre T_J e T_M , ao nível de significância de 5%. Em contrapartida, o resultado do Teste do Máximo Autovalor não rejeita a hipótese nula, indicando ausência de cointegração.

Já para o posto igual a 1, os testes trazem resultados não factíveis: o teste do traço aponta para mais de um vetor de cointegração entre T_J e T_M , ao passo que o teste do máximo autovalor aponta para duas relações de cointegração entre as duas séries.

Como em testes anteriores, há que se avaliar tais resultados com cautela, uma vez que se está avaliando cointegração de séries com apenas 13 observações. Relações de cointegração são dependentes de condições de não-estacionariedade das séries em análise (ENDERS, 1995; STOCK e WATSON, 2004), cujos testes implementados por ADF e KPSS também apresentaram divergências entre si.

4.2 TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER

Além da análise de cointegração, procedeu-se com o teste de causalidade de Granger, com o intuito de avaliar se entre T_J e T_M há relação de causalidade ou se há independência entre as variáveis no sentido de Granger, conforme discutido na seção 3.5, levando em consideração os modelos abaixo:

$$T_{Jt} = \beta_{11}T_{Jt-1} + \beta_{12}T_{Mt-1} \quad (4.1)$$

$$T_{Mt} = \beta_{21}T_{Jt-1} + \beta_{22}T_{Mt-1} \quad (4.2)$$

Adotou-se o procedimento análogo ao utilizado por Ferreira (1993, p. 84-5) para cálculo do valor estimado para a estatística F, qual seja:

$$F = \frac{\frac{(Q_r - Q_{nr})}{n}}{\frac{Q_{nr}}{(T-k)}} \quad (4.3)$$

Neste cálculo, Q_r é a soma dos quadrados dos resíduos dos modelos restritos, ou seja, sem os termos $\beta_{12}T_{Mt-1}$ e $\beta_{21}T_{Jt-1}$ das equações (4.1) e (4.2), respectivamente; Q_{nr} é a soma dos quadrados dos resíduos dos modelos não restritos, ou seja, dos modelos completos; n é o número de defasagens adotadas para cada variável; T é o tamanho da amostra e k o número de parâmetros em cada equação.

Para o caso em estudo, em que $n = 1$, $T = 12$ e $k = 2$, a Tabela 4.5 expõe os resultados dos testes de causalidade de Granger.

Tabela 4.5 – Teste de causalidade de Granger para as variáveis T_J e T_M

Hipótese nula	Estatística F calculada	$F_{(1,10)}^{10\%}$	$F_{(1,10)}^{5\%}$
T_J não causa T_M	2,0233	3,285	4,965
T_M não causa T_J	0,6014		

Fonte: elaboração do autor. Valores tabelados extraídos do pacote estatístico *Gretl*, disponível em <http://gretl.sourceforge.net/index.html>

Os resultados do teste não apontaram relação significativa de causalidade entre T_J e T_M , na medida em que as estatísticas F calculadas são inferiores aos valores tabelados ao nível de 5% de significância. Afirma-se, com base nesses resultados, que as séries são independentes no sentido de Granger.

Ressalta-se novamente que o teste é realizado para duas séries temporais com reduzido número de observações. Na medida em que a metodologia do teste de causalidade de Granger utiliza-se da estatística F, o número de observações T no termo $Q_{nr}/(T - k)$ do denominador torna-se fundamental para que se tenha resultados conclusivos.

Também afetado pela amostra pequena, o teste de causalidade de Granger para as variáveis em primeira diferença ΔT_J e ΔT_M também não retornou valores significativos para a estatística F, como mostra a Tabela 4.6.

Tabela 4.6 – Teste de causalidade de Granger para as variáveis ΔT_J e ΔT_M

Hipótese nula	Estatística F calculada	$F_{(1,9)}^{10\%}$	$F_{(1,9)}^{5\%}$
ΔT_J não causa ΔT_M	0,6931	3,361	5,117
ΔT_M não causa ΔT_J	0,4760		

Fonte: elaboração do autor. Valores tabelados extraídos do pacote estatístico *Gretl*, disponível em <http://gretl.sourceforge.net/index.html>

As estatísticas F calculadas são significativamente inferiores aos valores críticos, o que faz com que não se tenha evidências para rejeição das hipóteses nulas de independência no sentido de Granger.

Por esta razão, a estimação de um modelo que teste a significância de parâmetros defasados de T_{Jt} e T_{Mt} ou ΔT_{Jt} e ΔT_{Mt} , materializada no modelo VAR, torna-se inviável, na medida em que não se constatou relação de dependência ou causalidade entre as variáveis.

4.3 ESTIMAÇÃO DO MODELO VETORIAL DE CORREÇÃO DE ERROS

Se T_{Jt} e T_{Mt} são cointegradas, as estimativas de ΔT_{Jt} e ΔT_{Mt} podem ser potencializadas por meio da análise do termo de correção de erro, ou seja, calculando suas estimativas por meio do modelo VEC (STOCK; WATSON, 2004). De acordo com Enders (1995, p. 365), o principal aspecto de variáveis cointegradas é que seus valores ao longo do tempo são influenciados pela extensão de qualquer desvio de sua relação de equilíbrio de longo prazo. E os desvios nas variáveis específicas responderão à magnitude desse desequilíbrio.

Assumindo que T_{Jt} e T_{Mt} são $I(1)$, o modelo de correção de erros aplicável a essas duas variáveis seria:

$$\Delta T_{Jt} = \alpha_J (T_{Jt-1} - \theta T_{Mt-1}) + u_{Jt}, \quad \alpha_J > 0 \quad (4.4)$$

$$\Delta T_{Mt} = \alpha_M (T_{Jt-1} - \theta T_{Mt-1}) + u_{Mt}, \quad \alpha_M > 0 \quad (4.5)$$

Nas equações, α_J e α_M são os vetores de ajustamento para o diferencial das séries defasadas e θ coeficiente de cointegração estimado. A Taxa de Incremento Orçamentário para o Poder Judiciário (T_{Jt}) e para o Ministério Público (T_{Mt}) é influenciada por choques estocásticos (representados por u_{Jt} e u_{Mt}) e pelo desvio defasado da relação de equilíbrio.

Os resultados da estimação do modelo são apresentados na Tabela 4.7.

Tabela 4.7 – Resultados do ajuste do Modelo Vetorial de Correção de Erros

<i>Vetor de Cointegração (θ)</i>				
Variável dependente	Coeficiente	Erro-padrão		
ΔT_{Jt}	1,0000	0,0000		
ΔT_{Mt}	0,9231	0,1154		
<i>Vetores de Ajustamento (α_J e α_M)</i>				
Parâmetro	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística-t	p-valor
α_J	0,4866	0,5525	0,8808	0,3973
α_M	1,7865	0,7196	2,4830	0,0304 **

Fonte: Elaboração do autor. Testes realizados utilizando o software livre *Gretl*, disponível em <<http://gretl.sourceforge.net/index.html>>.

O modelo VEC permite que se analise o impacto no período t de um desequilíbrio entre as variáveis cointegradas em um momento $t-1$, no sentido de retorno ao equilíbrio por parte de uma das variáveis. O coeficiente de ajustamento α_J , que mede esse impacto na variável ΔT_{Jt} não apresentou significância para o modelo. Já o coeficiente α_M , que mede o impacto na variável ΔT_{Mt} , é significativo ao nível de 5%.

Enders (1995, p. 367) interpreta os parâmetros α como coeficientes que medem a “velocidade do ajustamento”, dado o desequilíbrio observado. Quanto maior é α_M , por exemplo, mais intensa é a resposta de T_{Mt} em direção ao equilíbrio de longo prazo.

Nesse sentido, de acordo com os resultados apurados, pode-se afirmar que quando há um desequilíbrio positivo entre T_J e T_M em um momento $t-1$, espera-se que no momento t haja uma reação a esse desequilíbrio materializada na variável ΔT_M , e que essa reação seja positiva e quantificada no fator de 1,7865.

O valor de θ apurado mostra que o termo estacionário que relaciona T_J e T_M no longo prazo é $(T_{Jt} - 0,9231 T_{Mt})$, o que significa dizer que, de acordo com análise do termo de correção de erros feita por Enders (1995, p. 366), o equilíbrio de longo prazo é atendido quanto $T_{Jt} = 0,9231 T_{Mt}$.

De acordo com o autor, esta é a relação existente entre modelos de correção de erros e variáveis cointegradas. Assume-se que ΔT_{Mt} seja estacionário, de modo que o lado esquerdo da equação (4.5) seja $I(0)$. E para que (4.5) seja plausível, o lado direito também deve ser $I(0)$.

Dado que u_{Mt} é estacionário, segue-se que a combinação linear $T_{Jt} = 0,9231 T_{Mt}$ também deve ser estacionária, e que T_{Jt} e T_{Mt} devem ser cointegradas, com o vetor de cointegração sendo $(1, -0,9231)$.

O ponto essencial é que o modelo acima ajustado necessita que T_{Jt} e T_{Mt} sejam $I(1)$ e cointegradas entre si. E tomando esse aspecto em consideração, alguns comentários devem ser feitos.

Primeiramente, houve divergência entre os resultados da análise de raiz unitária realizada para T_J e T_M , na medida em que houve ambigüidade nos testes ADF e KPSS. Em segundo lugar, em decorrência também do primeiro ponto, também foram ambíguos os resultados de cointegração, dado que o teste de Engle-Granger atestou com maior significância a cointegração entre T_{Jt} e T_{Mt} , diferentemente do teste de Johansen.

Portanto, o modelo VEC apresentado neste trabalho carece de uma amostra mais ampla dos dados relacionados à Taxa de Incremento Orçamentário (T_X), dado que decorre disso a fragilidade das conclusões acima obtidas.

4.4 REAMOSTRAGEM POR *BOOTSTRAP*

Por meio da análise de séries temporais, o Modelo Vetorial de Correção de Erros apontou – com ressalvas a respeito do tamanho da amostra – significância para a relação entre as séries T_J e T_M . Nesta seção, a relação entre as quatro variáveis estudadas é testada novamente, porém com técnica não paramétrica.

A técnica de reamostragem por *bootstrap* foi utilizada com o objetivo de se gerar as variáveis T_L^B , T_J^B , T_E^B e T_M^B , com 500 observações cada uma. As estatísticas descritivas são expostas na Tabela 4.8.

Tabela 4.8 – Estatísticas descritivas das variáveis geradas por *bootstrap*

Estatísticas	T_L^B	T_J^B	T_E^B	T_M^B
Média	0,6298	5,1024	4,0084	6,9091
Desvio-padrão	0,8342	1,3027	1,6455	1,6098
Mínimo	-1,4284	1,2586	-0,7191	2,5648
Mediana	0,5980	5,0959	3,9885	6,8639
Máximo	3,9581	9,1472	9,5406	11,8138
<i>Testes de normalidade</i>				
Estatística Anderson-Darling	0,5190	0,1250	0,2590	0,3310
p-valor	0,1870	0,9860	0,7150	0,5120
Estatística Shapiro-Wilk	0,9937	0,9990	0,9961	0,9972
p-valor	0,0349	0,9963	0,2495	0,5464

Fonte: Elaboração do autor.

Obteve-se valores para as médias *bootstrap* (variáveis T_X^B) próximos aqueles verificados para as variáveis T_X . Pela análise dos valores de desvio-padrão, nota-se uma variabilidade menor dos dados em relação aos dados originais, em virtude de agora se tratar de médias amostrais, as quais contribuem para suavizar valores extremos.

Às estatísticas descritivas convencionais, foram adicionadas as estatísticas dos testes de normalidade, juntamente com seus respectivos p-valores. Ao nível de 5% de confiança, a estatística Anderson-Darling atesta normalidade para as quatro variáveis.

Em contrapartida, a estatística de Shapiro-Wilk rejeita normalidade apenas para a variável T_L^B . No entanto, na medida em que se dispõe de 500 observações, pode-se não rejeitar a hipótese de normalidade para T_L^B utilizando o nível de significância de 1%.

4.5 ANÁLISE DE CORRELAÇÕES POR SIMULAÇÃO

A fatoração de Cholesky foi utilizada para transformar as variáveis normalmente distribuídas em variáveis aleatórias correlacionadas. A matriz de correlações das variáveis originais T_X e sua versão decomposta pelo método de Cholesky, respectivamente, são:

$$A = \begin{pmatrix} 1,000 & & & \\ 0,475 & 1,000 & & \\ 0,064 & 0,051 & 1,000 & \\ 0,668 & 0,667 & 0,109 & 1,000 \end{pmatrix} \quad L = \begin{pmatrix} 1,000 & & & \\ 0,475 & 0,880 & & \\ 0,064 & 0,023 & 0,998 & \\ 0,668 & 0,397 & 0,057 & 0,626 \end{pmatrix} \quad (4.6)$$

Conforme metodologia apresentada na seção 3.8.2, a geração de seqüências aleatórias correlacionadas é procedida por meio do produto dos vetores de médias pelo fator de Cholesky, representado por **L**. Geraram-se quatro novas variáveis C_L , C_J , C_E e C_M com a correlação dos dados originais nelas incorporada.

Os 500 dados das variáveis C_L , C_J , C_E e C_M foram fragmentados em amostras de 13 observações, gerando-se 38 amostras. Calculou-se então 38 matrizes de correlação r_{xy}^c , cujos coeficientes de Pearson foram ordenados de modo a se obter intervalos empíricos baseados nos percentis 5% e 95%.

A Tabela 4.9 ilustra os resultados do procedimento. A segunda coluna da tabela apresenta os dados provenientes da matriz de correlações da amostra original (Matriz **A**), ou seja, da variável T_X . A terceira coluna apresenta o valor médio apurado para as 38 correlações apuradas pelo procedimento ora descrito. A quarta e quinta colunas mostram o intervalos empíricos dessas 38 matrizes geradas.

Tabela 4.9 – Resultados das simulações para o coeficiente de correlação de Pearson – Variáveis T_X e C_X

Correlação Amostral	Correlações Originais T_X	Correlação média simulada C_X	Intervalo Empírico para C_X	
			Percentil 5%	Percentil 95%
r_{LJ}^c	0,48	0,71	0,50	0,90
r_{LE}^c	0,06	0,03	-0,43	0,39
r_{LM}^c	0,67	0,71	0,50	0,91
r_{JE}^c	0,05	0,02	-0,49	0,47
r_{JM}^c	0,67	0,53	0,21	0,78
r_{EM}^c	0,11	0,04	-0,39	0,44

Fonte: Elaboração do autor

Foram analisados os coeficientes de correlação amostrais calculados para os dados simulados via fatoração de Cholesky das médias *bootstrap*, com a finalidade de averiguar a aderência dos dados da matriz **A** de correlações da Taxa de Incremento Orçamentário (T_X) aos intervalos calculados para as simulações produzidas (C_X).

Nota-se que apenas a correlação entre T_L e T_J da matriz **A**, no valor de 0,48, ficou fora do respectivo intervalo simulado para C_X . De modo geral, apesar das novas matrizes de correlação simuladas seguirem os padrões de correlação verificados nos dados originais, as simulações produziram alta variabilidade nos dados, causando intervalos com amplitude significativa.

4.6 ANÁLISE DE REGRESSÃO

A seguir, a base de dados simulada pela reamostragem (C_X) será analisada por meio do ajuste de modelos de regressão multivariada, conforme discussão inicial na seção 3.9, a fim de averiguar o grau de relacionamento para os dados simulados.

Ressalta-se que este procedimento é realizado em virtude do reduzindo número de 13 observações coletado para compor a Taxa de Incremento Orçamentário (T_X), o que despertou o interesse em se realizar novos testes, analisando dados gerados por reamostragem.

A variáveis geradas para este propósito foram C_L , C_J , C_E e C_M , com 500 observações, representando os quatro poderes estudados neste trabalho: Poder Legislativo (C_L), Judiciário (C_J), Executivo (C_E) e Ministério Público (C_M).

Vale ressaltar que estas variáveis em estudo apresentam distribuição normal, conforme mostrado na seção 4.4.

Ajustou-se, primeiramente, um modelo com C_L (Poder Legislativo) como variável dependente e as demais como independentes. O ajuste inicial não apontou significância para a variável C_E (Poder Executivo) ao nível de 5%, a qual foi excluída. O modelo resultante é mostrado na Tabela 4.10.¹⁰

¹⁰ As análises dos resíduos dos modelos ajustados serão feitas conjuntamente ao final desta seção.

Tabela 4.10 – Modelo de Regressão Linear: C_L versus C_J e C_M

Variável dependente: C_L (Poder Legislativo)					
Variáveis independentes	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	p-valor	Fator de Inflação da Variância (VIF)
Constante	0,970	0,218	4,450	0,000 ***	-
C_J	0,538	0,032	16,580	0,000 ***	1,347
C_M	0,696	0,043	16,270	0,000 ***	1,347
R ² ajustado: 68,7%					
F(2,497): 547,9 P-valor (F): 0,000					
Fonte: elaborado pelo autor. Modelo ajustado utilizando o software <i>Minitab</i> ® 16.					

Neste modelo, as variáveis independentes C_J e C_M explicam 68,7% da variação em C_L . As hipóteses nulas de que os coeficientes para C_J e C_M são nulos são rejeitadas ao nível de significância de 1%. Os resultados das estimações mostram que uma variação unitária em C_J , mantendo C_M constante, produz efeito adicional de 0,538 unidades na resposta média de C_L . A mesma lógica se aplica a C_M , cujo aumento de uma unidade, mantendo C_J constante, implica em aumento de 0,696 unidades na resposta média de C_L .

Os resultados da análise da variância corroboram com as estimações realizadas, cuja estatística F indica que a hipótese nula de que todos os coeficientes do modelo são nulos é rejeitada ao nível de 1%, ou seja, ao menos um dos coeficientes das variáveis independentes no modelo é estatisticamente diferente de zero.

O Fator de Inflação da Variância (*variance inflation factor* – VIF), cujo valor foi de 1,347 para C_J e C_M , mostra que não há multicolinearidade entre as variáveis independentes no modelo.¹¹

No que se refere a C_J (Poder Judiciário) como variável dependente, observou-se significância apenas para o ajuste univariado com C_L ou com C_M . Dois modelos simples, portanto, relacionam estas variáveis: C_J em função de C_L ; e C_J em função de C_M .

Os modelos são expostos nas tabelas a seguir.

¹¹ Os valores tabelados para o VIF trazidos pelos pacotes estatísticos *Minitab*® 16 e *Gretl* colocam VIF = 10 como valor máximo para que o modelo não apresente multicolinearidade entre suas variáveis independentes.

Tabela 4.11 – Modelo de Regressão Linear: C_J versus C_L

Variável dependente: C_J (Poder Judiciário)					
Variável independente	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	p-valor	Fator de Inflação da Variância (VIF)
Constante	2,197	0,224	9,810	0,000 ***	-
C_L	0,647	0,028	23,310	0,000 ***	1,000
R ² ajustado: 52,1%					
F(1,498): 543,48 P-valor (F): 0,000					

Fonte: elaborado pelo autor. Modelo ajustado utilizando o software *Minitab*® 16.

Neste modelo, C_L explica 52,1% da variação em C_J . As estatísticas t e F ajustadas são significativas ao nível de 1% e apontam, portanto, para a significância do coeficiente da variável referente ao Poder Legislativo (C_L), cujo aumento de uma unidade provoca um aumento de 0,647 unidades na resposta média de C_J .¹²

Tabela 4.12 – Modelo de Regressão Linear: C_J versus C_M

Variável dependente: C_J (Poder Judiciário)					
Variáveis independentes	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	p-valor	Fator de Inflação da Variância (VIF)
Constante	4,432	0,226	19,590	0,000 ***	-
C_M	0,669	0,051	13,150	0,000 ***	1,000
R ² ajustado: 25,62%					
F(1,498): 172,87 P-valor (F): 0,000					

Fonte: elaborado pelo autor. Modelo ajustado utilizando o software *Minitab*® 16.

Já neste modelo, C_M explica apenas 25,62% da variação em C_J . Apesar disso, as estatísticas t e F ajustadas são significativas ao nível de 1% e apontam, portanto, para a significância do coeficiente da variável referente ao Ministério Público (C_M), cujo aumento unitário reflete em um aumento de 0,669 unidades na resposta média de C_J .

Em relação à variável referente ao Poder Executivo (C_E), não houve ajuste significativo com as variáveis C_L , C_J e C_M , mesmo que se utilize níveis de 5% ou 10% de significância.

Por fim, em relação ao ajuste do modelo com C_M (Ministério Público) como variável dependente, verificou-se significância somente para casos univariados, como ocorreu com a variável C_J . Nesse sentido, duas variáveis individualmente explicam a variação de C_M : C_L (Poder Legislativo) e C_J (Poder Judiciário).

¹² A análise de multicolinearidade pelo Fator de Inflação da Variância (VIF), nos casos de modelos com apenas uma variável independente, torna-se desnecessária.

Tabela 4.13 – Modelo de Regressão Linear: C_M versus C_L

Variável dependente: C_M (Ministério Público)					
Variável independente	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	p-valor	Fator de Inflação da Variância (VIF)
Constante	0,461	0,171	2,696	0,007 ***	-
C_L	0,488	0,021	23,010	0,000 ***	1,000
R ² ajustado: 51,4%					
F(1,498): 529,54 P-valor (F): 0,000					

Fonte: elaborado pelo autor. Modelo ajustado utilizando o software *Minitab*® 16.

Neste modelo, C_L explica 51,4% da variação em C_M . As estatísticas t e F ajustadas são significativas ao nível de 1% e apontam, portanto, para a significância do coeficiente da variável referente ao Poder Legislativo (C_L), cujo aumento de uma unidade provoca um aumento de 0,488 unidades na resposta média de C_M .

Tabela 4.14 – Modelo de Regressão Linear: C_M versus C_J

Variável dependente: C_M (Ministério Público)					
Variáveis independentes	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	p-valor	Fator de Inflação da Variância (VIF)
Constante	1,506	0,218	6,909	0,000 ***	-
C_J	0,385	0,029	13,150	0,000 ***	1,000
R ² ajustado: 25,62%					
F(1,498): 172,86 P-valor (F): 0,000					

Fonte: elaborado pelo autor. Modelo ajustado utilizando o software *Minitab*® 16.

Com baixo poder explicativo em termos de R^2 , porém com alta significância de coeficientes, a resposta da variável C_M a um aumento de uma unidade em C_J equivale, em média, a 0,385 unidades.

A análise dos resíduos dos três modelos expostos anteriormente se encontra na tabela abaixo.

Tabela 4.15 – Análise de Resíduos dos Modelos de Regressão Linear ajustados

	C _L versus C _J e C _M	C _J versus C _L	C _J versus C _M	C _M versus C _L	C _M versus C _J
<i>Estatísticas Descritivas</i>					
Média	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Mediana	-0,044	0,056	-0,004	0,020	-0,024
Variância	0,829	0,919	1,312	0,702	0,755
Mínimo	-2,105	-2,887	-3,416	-2,353	-2,696
Máximo	3,356	3,309	3,695	1,758	2,980
Assimetria	0,278	-0,075	0,030	-0,156	0,070
Curtose	0,182	0,120	-0,030	-0,106	-0,060
<i>Teste de Normalidade</i>					
Anderson Darling (teste)	0,476	0,646	0,118	0,336	0,325
Anderson Darling (p-valor)	0,238	0,092	0,990	0,505	0,522
<i>Teste de Homoscedasticidade</i>					
Breusch-Pagan (teste)	5,059	1,497	0,155	1,236	1,427
Breusch-Pagan (p-valor)	0,080	0,221	0,694	0,266	0,232

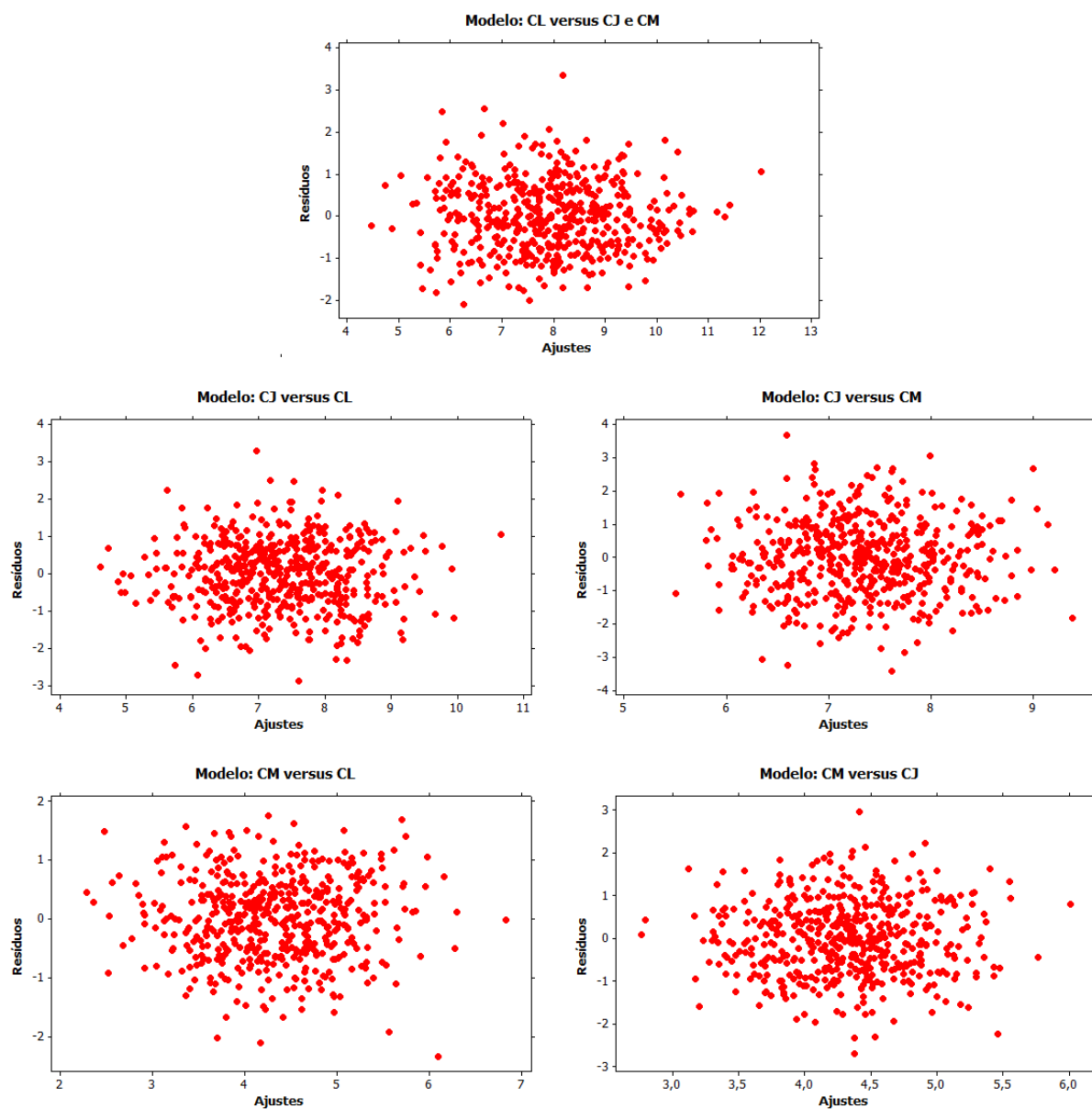
Fonte: elaborado pelo autor. Análise realizada utilizando os softwares *Minitab*® 16 e *Gretl*, disponível em <<http://gretl.sourceforge.net/index.html>>.

Os modelos produziram resíduos com média zero e normalmente distribuídos, uma vez que pela análise de estatística Anderson-Darling não se rejeita a hipótese nula de normalidade ao nível de significância de 5%.

Já o teste de Breusch-Pagan avalia homoscedasticidade dos resíduos, sendo esta a hipótese nula do teste, contra a alternativa de que os resíduos são heteroscedásticos (variância não constante). A análise dos p-valores dos modelos na Tabela 4.15 indica não rejeição da hipótese nula, ao nível significância de 5%.

Por fim, a figura abaixo mostra ausência de correlação entre os resíduos e os valores ajustados para as variáveis dependentes nos modelos.

Figura 1 – Gráficos de Resíduos x Ajustes para os modelos de Regressão Linear



Fonte – Elaboração do autor. Gráficos ajustados utilizando o software *Minitab® 16*

5 ANÁLISE DE RESULTADOS

5.1 CONSIDERAÇÕES ACERCA DO TAMANHO REDUZIDO DA AMOSTRA

A amostra de dados coletada para o presente trabalho possibilitou a criação da Taxa de Incremento Orçamentário (T_X), calculada para os quatro Poderes do estado de Minas Gerais, o que resultou em T_L para o Poder Legislativo, T_J para o Poder Judiciário, T_E para o Poder Executivo e T_M para o Ministério Público Estadual.

Na medida em que a base de dados compreende os anos de 2002 a 2014, as séries T_X foram concebidas contendo 13 observações anuais cada uma. Especialmente no que se refere à análise de séries temporais implementada, este pode ser considerado como principal aspecto limitador para a robustez dos modelos ajustados no presente trabalho, o que motivou a implementação dos procedimentos de reamostragem e de análise de regressão de dados gerados por simulação.

Amostras pequenas, com $n < 30$, como no caso em estudo, podem produzir estimadores viesados, cujos testes de significância, baseados nos testes assintóticos t e F , por exemplo, podem ser inconclusivos (DAVIDSON; MACKINNON, 2004).

Além disso, no que se refere aos testes de estacionariedade das séries, pressupostos como os de normalidade, homoscedasticidade e ausência de correlação serial dos erros, referentes às estatísticas de Dickey-Fuller (ENDERS, 1995; STOCK; WATSON, 2004) podem não ser plenamente atendidos. Este fato condicionou a análise de cointegração, causalidade e, por conseguinte, o ajuste dos modelos VAR e VEC.

Especificamente sobre o modelo VEC, entende-se que o tamanho reduzido da amostra, na medida em que afeta análise de cointegração, condiciona as conclusões relacionadas ao coeficiente de cointegração θ e de ajustamento α_M . Como discutido em Enders (1995), a construção de um modelo de correção de erros é direcionada à análise de equilíbrio de longo prazo entre variáveis cointegradas. Mesmo que se tenha uma amostra com 13 anos de execução orçamentária no estado de Minas Gerais, estas observações possuem caráter exclusivamente anual, em virtude da lógica orçamentária discutida anteriormente. Carece-se, de todo modo, de uma amostra mais numerosa.

5.2 ANÁLISE DOS RESULTADOS DA REAMOSTRAGEM

Por meio da análise da matriz de correlação de Pearson dos dados da Taxa de Incremento Orçamentário (T_X) observou-se inicialmente que há um relacionamento mais próximo entre as variáveis T_L (Poder Legislativo), T_J (Poder Judiciário) e T_M (Ministério Público), especialmente os pares T_J *versus* T_M e T_L *versus* T_M .

No entanto, o reduzido tamanho da amostra, composta de 13 observações, levou à necessidade expansão da mesma, de modo que as relações expressadas acima pudessem ser analisadas por meio de novas simulações, com o intuito de aumentar a robustez dos modelos ajustados.

Os resultados dos dados provenientes da reamostragem, com amostra composta de 500 observações simuladas, possibilitaram inicialmente a geração de novas matrizes de correlação, as quais apresentaram, em média, semelhança em relação à matriz original da variável T_X (Taxa de Incremento Orçamentário). Foi observado, também, um nível de relacionamento mais significativo entre as variáveis simuladas referentes aos Poderes Legislativo (variável C_L), Judiciário (variável C_J) e Ministério Público (variável C_M).

Uma análise mais detida da Tabela 4.9 mostra que as simulações aleatórias das amostras produziram correlações ainda mais intensas entre a variável C_L e as variáveis C_J e C_M . Nesse sentido, a análise de Regressão Linear serviu também a esse propósito, isto é, o de quantificar o nível de relacionamento destas variáveis.

O principal ponto observado na análise de regressão linear é que, de fato, o incremento orçamentário do Poder Executivo (medido por C_E) é fracamente (ou nada) correlacionado ao incremento dos demais Poderes. As regressões mostraram que não há ajuste significativo quando C_E é colocada como variável resposta. Além disso, os coeficientes estimados para C_E , quando esta foi testada como variável independente, também não apresentaram poder explicativo significativo para as demais variáveis. Este resultado corrobora tanto com as correlações dos dados da amostra original, quanto com as correlações médias geradas pelas simulações.

Além disso, o ajuste multivariado só foi significativo para C_L (Poder Legislativo) como variável resposta. Mostrou-se, através de um modelo com coeficientes altamente significativos, que C_J e C_M explicam quase 70% da variação em C_L , analisando-se o coeficiente de determinação da regressão.

Os demais modelos, apesar de significativos, relacionaram somente as variáveis de forma univariada, ou seja, C_J em função de C_L ou C_M ; e C_M em função de C_L ou C_J , sendo importante destacar que todos os coeficientes estimados indicaram relação positiva entre as variáveis.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste trabalho consistiu em analisar os relacionamentos existentes entre as séries de execução de despesa em relação ao crédito orçamentário anual dos agrupamentos de unidades orçamentárias, denominados Poderes do Estado de Minas Gerais.

A Constituição Federal de 1988 fornece autonomia e independência administrativa e financeira aos Poderes (BRASIL, 2015). Nesse contexto, conforme administram seus próprios orçamentos, os órgãos dos Poderes do estado identificam, no decorrer dos exercícios financeiros, suas próprias necessidades de créditos adicionais (GIACOMONI, 2012).

Nesse sentido, o incremento orçamentário anual dos Poderes do estado de Minas Gerais foi medido por meio da Taxa de Incremento Orçamentário, concebida neste trabalho com dados orçamentários anuais, no período de 2002 a 2014.

Duas linhas de análise foram implementadas. A primeira consistiu em uma análise temporal da amostra disponível de 13 observações anuais da Taxa de Incremento Orçamentário (T_X), por meio de técnicas de estatística de séries temporais. A segunda tratou de uma análise de regressão linear de dados provenientes da expansão da amostra de dados por simulações, as quais produziram 500 observações, análise que foi motivada pelas limitações que o reduzido tamanho da amostra de dados trouxe à análise temporal.

A análise das matrizes de correlação e das regressões dos dados simulados mostrou que, de modo geral, há uma correlação significativa e positiva no que se refere ao incremento orçamentário entre os Poderes Legislativo, Judiciário e Ministério Público. Tais características diferem em grande medida do observado para o Poder Executivo, cujos dados apontaram um incremento orçamentário mais moderado e não correlacionado com os demais.

Há que se ressaltar, todavia, que o Poder Executivo é bastante superior aos demais Poderes no que se refere ao volume orçamentário e à quantidade de órgãos que dele fazem parte, conforme mostraram os dados coletados.

Considerando-se os pressupostos para abertura de créditos adicionais, quais sejam, o crescimento da arrecadação de receitas, a utilização de receitas de anos anteriores, o remanejamento de créditos orçamentários e a realização de empréstimos (BRASIL, 1964),

naturalmente se espera que, devido a esse fator, o Poder Executivo “cresça” de forma mais moderada, uma vez que requer um volume de recursos relativamente maior que os demais Poderes.

Já a análise temporal possuiu como grande limitação o reduzido tamanho da amostra de dados disponível para análise, conforme discutido no desenvolvimento do trabalho. A despeito disso, as análises de cointegração e do modelo vetorial de correção de erros apontaram indícios de um comportamento mais próximo entre os órgãos do Poder Judiciário (variável T_J) e do Ministério Público (variável T_M), os quais, juntamente com o Poder Legislativo (variável T_L), são justamente os Poderes com maior correlação, se observada a matriz de correlações de Pearson dos dados originais.

De todo modo, de acordo com os resultados apurados pelo modelo vetorial de correção de erros, uma interpretação aplicável seria que, dada uma relação de equilíbrio entre as Taxas dos dois Poderes, um desequilíbrio nessa relação ocasionado por um crescimento maior da taxa para o Poder Judiciário (T_J), provocaria uma reação positiva da variação referente ao Ministério Público (ΔT_M) em períodos seguintes, no sentido de retorno ao equilíbrio.

Contudo, os modelos temporais utilizados, bem como suas conclusões, carecem de robustez, pelos motivos já discutidos. Propõe-se, portanto, que a metodologia utilizada neste trabalho seja implementada em testes futuros pela unidade de planejamento e orçamento da Secretaria de Estado de Planejamento e Gestão, do Estado de Minas Gerais. Devido ao caráter anual dos orçamentos, sempre serão incorporadas novas observações às amostras, possibilitando o aprimoramento contínuo dos estudos.

REFERÊNCIAS

- ANDRADE, Carlos Henrique Coêlho de. **Manual de introdução ao pacote econométrico Gretl**. 2013. Texto nº 12. Disponível em <<http://www.ufrgs.br/ppge/textos-para-discussao.asp?ano=2013>>, acesso em 28 de novembro de 2015.
- BRASIL. Constituição (1988). **Constituição da República Federativa do Brasil**. Brasília, DF: Senado Federal, 2015a. Disponível em <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/Constituicao/Constituicao.htm>, acesso em 30 de agosto de 2015.
- _____. **Lei nº 4.320, de 17 de março de 1964**. Brasília, DF. 1964. Disponível em <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/Leis/L4320.htm>, acesso em 23 de agosto de 2015.
- _____. Ministério da Fazenda. Secretaria do Tesouro Nacional. **Manual de Contabilidade Aplicada ao Setor Público (MCASP)**. 6ª Edição. Brasília, 2015b.
- _____. Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão. Secretaria de Orçamento Federal. **Manual Técnico de Orçamento (MTO)**. Edição 2016. Brasília, 2015c.
- COSTA, G.G. O. **Intervalo de confiança e teste de significância *bootstrap* para coeficiente de correlação linear referente à hipótese de um valor não nulo**. Revista GEPROS (Gestão de Produção, Operações e Sistemas), Bauru, n.2, p.177-186, 2010.
- DAVIDSON, Russell; MACKINNON, James G. **Econometric theory and methods**. New York, USA: Oxford University Press, 2004.
- EFRON, Bradley; TIBSHIRANI, Robert. **An introduction to the *bootstrap***. New York, USA: Chapman & Hall, 1993.
- ENDERS, Walter. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley, 1995.
- ENGLE, Robert F. GRANGER, C. W. J. **Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing**. *Econometrica*. Vol. 55, No. 2 (Mar., 1987), pp. 251-276. Disponível em <http://www.jstor.org/stable/1913236?seq=11#page_scan_tab_contents>, acesso em 01 de dezembro de 2015.
- GIACOMONI, James. **Orçamento público**. 16. ed. ampl., rev. e atual. São Paulo: Editora Atlas, 2012.

GREENE, William H. **Econometric analysis**. 5th ed. Upper Saddle River, N.J.: Prentice Hall, 1993.

FERREIRA, Afonso H. B. **Testes de Granger-causalidade para a balança comercial brasileira**. Revista Brasileira de Economia, Rio de Janeiro, 47(1): 83-95, jan./mar. 1993. Disponível em < <http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/viewArticle/573>>, acesso em 01 de dezembro de 2015.

KWIATKOWSKI, D., P.C.B. PHILLIPS, P. SCHMIDL, and Y. SHIN. **Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?**. Journal of Econometrics 54 (1992), 159-178. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/030440769290104Y>>, acesso em 01 de dezembro de 2015.

LUTKEPOHL, Helmut.; KRATZIG, Markus,. **Applied time series econometrics**. Cambridge, UK; New York, USA: Cambridge University Press, 2004.

MINAS GERAIS. Constituição (1989). **Constituição do Estado de Minas Gerais**. Belo Horizonte. Assembleia Legislativa do Estado de Minas Gerais, 2015. Disponível em <<http://www.almg.gov.br/consulte/legislacao/index.html>>, acesso em 10 de setembro de 2015.

_____. Secretaria de Estado de Planejamento e Gestão – SEPLAG/MG (2015a). **Classificação Econômica da Despesa**. Atualizado em 24 de setembro de 2015. Disponível em <www.planejamento.mg.gov.br>, acesso em 25 de setembro de 2015.

MINAS GERAIS. Secretaria de Estado de Planejamento e Gestão – SEPLAG/MG (2015b). **LOA 2015 - Lei Orçamentária Anual - Volume V: Quadro de Detalhamento da Despesa**. Disponível em <<http://www.planejamento.mg.gov.br/planejamento-e-orcamento/orcamento-do-estado-de-minas-gerais/orcamento-2015>>, acesso em 30 de novembro de 2015.

RALSTON, Anthony; RABINOWITZ, Philip. **A First Course in Numerical Analysis (2nd ed.)**, McGraw-Hill and Dover, 2nd Ed. (2001), 423-424.

SANCHES, Osvaldo Maldonado. **Novo Dicionário de Orçamento e Áreas Afins**. Primeira Edição. Ed. OMS. Brasília, 2013.

STOCK, James H; WATSON, Mark W. **Econometria**. São Paulo: Addison Wesley, 2004.