

**AFONSO DE PAULA DOS SANTOS**

**CONTROLE DE QUALIDADE CARTOGRÁFICA:  
METODOLOGIAS PARA AVALIAÇÃO DA ACURÁCIA  
POSICIONAL EM DADOS ESPACIAIS**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do programa de pós-graduação em Engenharia Civil, para obtenção do título de Doctor Scientiae.

VIÇOSA  
MINAS GERAIS – BRASIL  
2015

**Ficha catalográfica preparada pela Biblioteca Central da Universidade  
Federal de Viçosa - Câmpus Viçosa**

T

S237c Santos, Afonso de Paula dos, 1984-  
2015 Controle de qualidade cartográfica : metodologias para  
avaliação da acurácia posicional em dados espaciais / Afonso de  
Paula dos Santos. – Viçosa, MG, 2015.  
xiv, 172f. : il. (algumas color.) ; 29 cm.

Inclui apêndices.

Orientador: Nilcilene das Graças Medeiros.

Tese (doutorado) - Universidade Federal de Viçosa.

Inclui bibliografia.

1. Análise espacial. 2. Cartografia - Controle de Qualidade.  
I. Universidade Federal de Viçosa. Departamento de Engenharia  
Civil. Programa Pós-graduação em Engenharia Civil. II. Título.

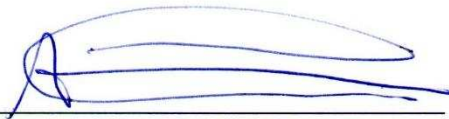
CDD 22. ed. 526

AFONSO DE PAULA DOS SANTOS

**CONTROLE DE QUALIDADE CARTOGRÁFICA:  
METODOLOGIAS PARA AVALIAÇÃO DA ACURÁCIA  
POSICIONAL EM DADOS ESPACIAIS**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do programa de pós-graduação em Engenharia Civil, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

APROVADA: 19 de junho de 2015.



Aluir Porfirio Dal Poz



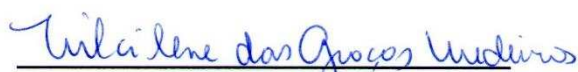
Paulo César Emiliano



Julio César de Oliveira



Dalto Domingos Rodrigues  
(coorientador)



Nilcilene das Graças Medeiros  
(Orientadora)

Aos meus pais Sebastião e Graça,  
à minha esposa Pollyana e  
aos meus irmãos Marcelo e Daniel  
dedico.

## AGRADECIMENTOS

À Deus, por tudo.

Aos meus pais Sebastião e Maria das Graça por demonstrar que a maior herança que uma pessoa pode ter é a educação, e por mostrar que honestidade, trabalho, humildade e solidariedade são os princípios para se alcançar a felicidade.

À minha esposa Pollyana pelo amor, carinho, paciência, incentivo, cumplicidade, compreensão pela ausência no tempo dedicado a este trabalho, e grande ajuda na revisão do texto. Muito obrigado!

Aos meus irmãos Marcelo e Daniel pela amizade, conselhos e ajuda durante toda esta jornada.

À toda minha família: avós, tios, primos, sogra e cunhadas pelos bons momentos vividos.

À Universidade Federal Viçosa por estar tão presente em minha vida. Por todos os conhecimentos adquiridos e por toda a infraestrutura disponibilizada na minha graduação, mestrado, doutorado e em meu ambiente de trabalho.

A todos os professores e servidores do Setor de Engenharia de Agrimensura, pelos grandes ensinamentos, pela ótima convivência e ajuda durante este período de treinamento.

À professora Nilcilene Medeiros pela amizade, orientação, discussões, atenção e dedicação a este trabalho.

Ao professor Dalto Rodrigues pelas críticas e discussões sobre o trabalho, além de toda a ajuda e ensinamentos por toda a minha graduação e pós-graduação.

Ao professor Gérson Santos, pela superatenção e dedicação ao trabalho, além de todos os ensinamentos na área de Geoestatística.

Ao professor Paulo Emiliano pelas contribuições na área estatística.

Ao professor Aluir Dal Poz pelas sugestões e contribuições a este trabalho.

Ao Instituto de Geoinformação e Tecnologias do Estado de Minas Gerais (IGTEC) pela disponibilização de diversos dados utilizados neste trabalho, em especial aos pesquisadores do instituto Lincoln Carvalho, José Fernando Bolívar e Aliane Baeta.

À Prefeitura Municipal de Nova Lima, pela disponibilização de diversos dados utilizados neste trabalho, em especial ao Eng<sup>o</sup> Giovanni Chagas Egg.

À Gisele Miranda, Railton Barros, Renata de Paula e Geraldo Faria pela grande ajuda nos levantamentos de campo.

A todos os amigos da pós em Informações Espaciais, pela amizade, horas de estudos, discussões e lazer.

A todos que, de alguma forma, contribuíram para realização deste trabalho.

# SUMÁRIO

<b>LISTA DE FIGURAS</b> .....	<b>vii</b>
<b>LISTA DE TABELAS</b> .....	<b>x</b>
<b>LISTA DE SIGLAS</b> .....	<b>xii</b>
<b>RESUMO</b> .....	<b>xiii</b>
<b>ABSTRACT</b> .....	<b>xiv</b>
<b>INTRODUÇÃO GERAL</b> .....	<b>1</b>
1. HIPÓTESES.....	4
2. OBJETIVOS.....	5
3. JUSTIFICATIVAS.....	5
4. ESTRUTURAÇÃO DO TRABALHO.....	7
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	8
<b>CAPÍTULO 1. CONTROLE DE QUALIDADE POSICIONAL EM DADOS ESPACIAIS UTILIZANDO FEIÇÕES LINEARES</b> .....	<b>10</b>
1. INTRODUÇÃO.....	10
2. O PADRÃO BRASILEIRO DE ACURÁCIA POSICIONAL.....	12
3. MÉTODOS DE AVALIAÇÃO DA ACURÁCIA POSICIONAL QUE UTILIZAM FEIÇÕES LINEARES.....	13
3.1. Banda Épsilon ou Método das Áreas.....	14
3.2. Buffer Simples.....	15
3.3. Buffer Duplo.....	17
3.4. Distância de Hausdorff.....	18
3.5. Influência do Vértice.....	20
4. EXPERIMENTOS E RESULTADOS.....	22
5. CONCLUSÃO.....	27
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	28
<b>CAPÍTULO 2. AVALIAÇÃO DA ACURÁCIA POSICIONAL PLANIMÉTRICA EM MODELOS DIGITAIS DE SUPERFÍCIE COM O USO DE FEIÇÕES LINEARES</b> .....	<b>32</b>
1. INTRODUÇÃO.....	32
2. MODELOS DIGITAIS DE SUPERFÍCIES.....	35
2.1 Principais MDSs disponíveis.....	35
2.2 O problema da avaliação da acurácia posicional em MDS.....	37
3. AVALIAÇÃO DA ACURÁCIA POSICIONAL PLANIMÉTRICA EM MDE/MDS COM O USO DE FEIÇÕES LINEARES.....	38

4. CONTROLE DE QUALIDADE POSICIONAL UTILIZANDO FEIÇÕES LINEARES .....	40
5. EXPERIMENTO PRÁTICO .....	42
5.1 Área de Estudo.....	42
5.2 Materiais utilizados.....	43
5.3 Metodologia.....	44
5.3.1 Pré-processamento dos MDS.....	44
5.3.2 Extrações de feições lineares dos MDS .....	45
5.3.3 Avaliações da acurácia planimétrica dos MDS .....	47
6. RESULTADOS .....	49
7. CONCLUSÕES .....	51
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	52
<b>CAPÍTULO 3. Avaliação da Acurácia posicional Tridimensional em MDS realizando a propagação de variâncias do Decreto-lei n° 89.817 .....</b>	<b>55</b>
1. INTRODUÇÃO .....	55
2. PROPAGAÇÃO DE VARIÂNCIAS PARA AVALIAÇÃO DA ACURÁCIA POSICIONAL 3D NO DECRETO-LEI N° 89.817 .....	58
2.1. Acurácia Posicional no Decreto-lei n° 89.817.....	58
2.2. Propagação de Variâncias.....	60
2.3. Avaliação da acurácia posicional 3D pelo Decreto-lei n° 89.817 .....	63
3. EXTRAÇÃO DE PONTOS DE CHECAGEM TRIDIMENSIONAIS PARA AVALIAÇÃO DE MDE/MDS .....	64
4. SIMULAÇÃO .....	66
5. EXPERIMENTO PRÁTICO .....	68
5.1. Área de Estudo e Materiais utilizados .....	68
5.2. Metodologia.....	70
5.3. Resultados e Discussão.....	72
6. CONCLUSÕES .....	79
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	80
<b>CAPÍTULO 4. METODOLOGIA GERAL PARA Avaliação da Acurácia Posicional em dados espaciais.....</b>	<b>83</b>
1. INTRODUÇÃO.....	83
2. AVALIAÇÃO DA ACURÁCIA POSICIONAL ABORDANDO A INDEPENDÊNCIA E NORMALIDADE DOS DADOS .....	85
2.1. Dados independentes e normais .....	88
2.2. Dados independentes e não-normais .....	89
2.3. Dados não-independentes .....	89
2.4. Classificação da Acurácia Posicional .....	92
3. RESULTADOS DA AVALIAÇÃO DA ACURÁCIA POSICIONAL DE SEIS BASES DE DADOS ESPACIAIS .....	96

3.1. Avaliação de um MDE gerado a partir de uma carta topográfica na escala de 1:50.000 e um MDS proveniente de imagens ALOS/PRISM, na região de Trajano de Moraes/Macaé no estado do Rio de Janeiro [RJ].....	98
3.2. Avaliação de um MDE gerado a partir de uma carta topográfica na escala de 1:50.000, na região de Viçosa no estado de Minas Gerais [VicoSB] .....	103
3.3. Avaliação de um MDE gerado a partir de uma carta topográfica na escala de 1:25.000, na região de Nova Lima no estado de Minas Gerais [NL25] ..	107
3.4. Avaliação de um MDS gerado a partir de dados aerofotogramétricos, na região Metropolitana de Belo Horizonte no estado de Minas Gerais [RMBH] .....	110
3.5. Avaliação de um MDS ASTER GDEM2 e SRTM banda X, na região de Nova Lima no estado de Minas Gerais [NL].....	113
3.6. Avaliação de um MDS ASTER GDEM2 e SRTM banda X, na região de Viçosa no estado de Minas Gerais [VicoRG].....	116
3.7. Análise dos Resultados .....	120
4. CONCLUSÃO .....	122
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	123
<b>CONCLUSÕES GERAIS .....</b>	<b>126</b>
<b>APÊNDICES .....</b>	<b>129</b>
Capítulo 1 .....	130
A) Método da Banda Épsilon ou Método das Áreas .....	130
B) Método do Buffer Simples .....	132
C) Método do Buffer Duplo.....	133
D) Método da Distância de Hausdorff.....	136
E) Método Influência do Vértice .....	137
Capítulo 4 .....	140
A) Base de dados RJ produto rj25.....	140
B) Base de dados RJ produto m50.....	144
C) Base de dados VicoSB.....	146
D) Base de dados NL25 .....	149
E) Base de dados RMBH.....	153
F) Base de dados NL produto SRTM-X.....	157
G) Base de dados NL produto GDEM2 .....	161
H) Base de dados VicoRG produto SRTM-X.....	165
I) Base de dados VicoRG produto GDEM2 .....	169

## LISTA DE FIGURAS

### CAPÍTULO 1

Figura 1 - Forma de comparar duas feições lineares através do método da Banda Épsilon. .....	14
Figura 2 - Forma de comparar duas feições lineares através do método do Buffer Simples. .....	16
Figura 3 - Percentual de inclusão da linha teste no buffer da linha de referência.....	17
Figura 4 - Método Buffer Duplo.....	18
Figura 5 - Distância de Hausdorff.....	19
Figura 6 - Método da Influência do Vértice.....	21
Figura 7 - Pontos e linhas utilizadas no processo de avaliação da acurácia posicional da ortoimagem Ikonos. ....	24
Figura 8 - Gráfico das discrepâncias observadas utilizando o método tradicional por pontos e os métodos de feições lineares.....	25

### CAPÍTULO 2

Figura 1 - Avaliação da acurácia posicional de um MDE/MDS. No caso (a) a avaliação da acurácia posicional é realizada apenas verticalmente de modo errôneo, no caso (b) a avaliação da acurácia posicional é realizada considerando a planimetria e altimetria. ....	38
Figura 2 - Visualização das linhas de cumeada (em vermelho) e linhas da hidrografia numérica (em azul) extraídas de um MDS.....	39
Figura 3 - Linhas homólogas (com fundo em branco e amarelo) utilizadas para avaliação da acurácia posicional planimétrica em MDSs. O MDS de teste apresenta as linhas de cumeadas em vermelho e hidrografia numérica em azul. O MDS de referência apresenta linha de cumeada em preto tracejado e hidrografia numérica em verde tracejado. ....	39
Figura 4 - Método do Buffer Duplo para avaliação da acurácia posicional. ....	41
Figura 5 - Área de estudo. ....	43
Figura 6 - Processo utilizado para extração da hidrografia numérica e linha de cumeada a partir de um MDS. ....	46
Figura 7 - Método D8 de extração da direção de fluxo.....	46
Figura 8 - Hidrografia numérica e linhas de cumeadas extraídas de um MDS.....	47
Figura 9 - Feições lineares utilizadas para a avaliação da acurácia posicional planimétrica dos MDSs.....	48
Figura 10 - Boxplot das discrepâncias posicionais planimétricas dos MDSs testados. ..	50

### **CAPÍTULO 3**

Figura 1 – Avaliação da acurácia posicional de um MDE/MDS. No caso (a) a avaliação da acurácia posicional é realizada apenas verticalmente de modo errôneo, no caso (b) a avaliação da acurácia posicional é realizada considerando a planimetria e altimetria. ....	58
Figura 2 - Fluxograma para a extração de pontos, de cumeada e confluência, tridimensionais em MDEs/MDSs. ....	65
Figura 3 - Pontos extraídos (em preto) das linhas de cumeada (em vermelho) e das linhas de hidrografia numérica (em azul) de um MDS. ....	65
Figura 4 - Seleção dos pontos (cumeada) homólogos de checagem para avaliação da acurácia posicional. ....	66
Figura 5 - Discrepâncias posicionais obtidas na avaliação da acurácia posicional do MDS simulado. ....	67
Figura 6 - Gráfico das discrepâncias tridimensionais do MDS simulado, RMS destas discrepâncias, PEC e EP tridimensional para a classe C na escala 1:100.000. ....	68
Figura 7 – MDS da área de estudo, localizada nos municípios de Nova Lima e Rio Acima no estado de Minas Gerais, Brasil. ....	69
Figura 8 - Distribuição dos pontos 3D de checagem na área de estudo. Círculos vermelhos correspondem a pontos de cumeada e círculos azuis aos pontos de confluência da hidrografia. ....	71
Figura 9 - Detecção de outliers via Boxplot para as discrepâncias planimétrica, altimétrica (valores absolutos) e tridimensional dos MDSs SRTM-X e GDEM2. ....	73
Figura 10 - Gráfico das discrepâncias posicionais na avaliação da acurácia posicional do MDS SRTM-X. ....	73
Figura 11 - Gráfico das discrepâncias posicionais na avaliação da acurácia posicional do MDS GDEM2. ....	73
Figura 12 - Gráfico das discrepâncias tridimensionais do MDS SRTM-X, RMS destas discrepâncias, PEC e EP tridimensional para a classe A na escala 1:250.000. ....	77
Figura 13 - Gráfico das discrepâncias tridimensionais do MDS GDEM2, RMS destas discrepâncias, PEC e EP tridimensional para a classe A na escala 1:250.000. ....	77

### **CAPÍTULO 4**

Figura 1- Metodologia para avaliação da acurácia posicional, abordando a problemática da independência estatística e normalidade dos dados. ....	86
Figura 2 - Elementos do semivariograma para dados com dependência espacial (a) e um exemplo de um semivariograma para dados independentes espacialmente (b). ....	88
Figura 3 - Abordagem Geoestatística para avaliação da acurácia posicional em dados espaciais autocorrelacionados espacialmente. ....	90
Figura 4 - Processo de classificação do dado espacial com base nos RP e DP. ....	93
Figura 5 - Seleção dos pontos (cumeada) homólogos de checagem para avaliação da acurácia posicional. ....	97
Figura 6 - Área de estudo na região dos municípios de Trajano de Moraes e Macaé no estado do Rio de Janeiro. ....	99

Figura 7 - Boxplot das discrepâncias posicionais originais dos dados m50 e rj25. ....	99
Figura 8 - Semivariograma modelado para as DP, semivariograma dos RP e a correlação entre as discrepâncias e RP para o produto m50.....	101
Figura 9 - Distribuição espacial das DP e dos RP para o produto m50. ....	102
Figura 10 - Área de estudo na região da bacia do ribeirão São Bartolomeu no município de Viçosa no estado de Minas Gerais. ....	104
Figura 11 - Semivariograma modelado das DP, semivariograma dos RP e gráfico de correlação entre DP e RP para o produto VicoSB. ....	106
Figura 12 - Área de estudo do produto NL25, na região de São Sebastião das Águas Claras no município de Nova Lima, estado de Minas Gerais. ....	108
Figura 13 - Área de estudo de parte da Região metropolitana de Belo Horizonte no estado de Minas Gerais. ....	111
Figura 14 - Área de estudo na região do município de Nova Lima, no estado de Minas Gerais. ....	113
Figura 15 - Área de estudo da base de dados VicoRG, na região do município de Viçosa no estado de Minas Gerais. ....	117

# LISTA DE TABELAS

## CAPÍTULO 1

Tabela 1 - Tolerâncias utilizadas para avaliação da acurácia posicional planimétrica utilizando o Decreto-lei nº 89.817 aliada à ET-ADGV. ....	13
Tabela 2 - Valores para PEC e EP na escala de 1:10.000 .....	24
Tabela 3 - Classificação da acurácia posicional da imagem Ikonos, utilizando como padrão o Decreto-lei nº 89.817 / ET-ADGV para a escala 1:10.000.....	26

## CAPÍTULO 2

Tabela 1 - Tolerâncias planimétricas utilizadas no padrão do Decreto-lei 89.817.....	41
Tabela 2 - Estatísticas descritivas das discrepâncias posicionais após a retirada de outliers. ....	50
Tabela 3 - Resultado da avaliação da acurácia posicional planimétrica dos MDSs. ....	50

## CAPÍTULO 3

Tabela 1 - Tolerâncias planimétricas e altimétricas segundo Decreto-lei 89.817.....	59
Tabela 2 - Parâmetros e resultados da avaliação do MDS simulado para a acurácia planimétrica e altimétrica, conforme metodologia tradicional do Decreto-lei nº 89.817, e a acurácia posicional tridimensional proposta neste trabalho. ....	67
Tabela 3 - Estatísticas descritivas da amostra de checagem dos MDSs SRTM-X e GDEM2, após a retirada dos outliers.....	73
Tabela 4 - Parâmetros e resultados da avaliação do MDS SRTM-X para a acurácia planimétrica e altimétrica, conforme metodologia tradicional do Decreto-lei nº 89.817, e a acurácia posicional tridimensional proposta neste trabalho. ....	76
Tabela 5 - Parâmetros e resultados da avaliação do MDS GDEM2 para a acurácia planimétrica e altimétrica, conforme metodologia tradicional do Decreto-lei nº 89.817, e a acurácia posicional tridimensional proposta neste trabalho. ....	76

## CAPÍTULO 4

Tabela 1 - Teste utilizado para definição da tolerância tridimensional. ....	94
Tabela 2 - Testes iniciais aplicando as tolerâncias definidas. ....	95
Tabela 3 - Tolerâncias propostas para classificação da acurácia posicional baseada na análise dos RP e DP. ....	95
Tabela 4 - Resultados do método de classificação da acurácia posicional para os dados simulados. ....	96
Tabela 5 - Resultados da avaliação da acurácia posicional para os produtos m50 e rj25. ....	100
Tabela 6 - Resultados da avaliação da acurácia posicional para o produto VicoSB.....	105
Tabela 7 - Resultados da avaliação da acurácia posicional para o produto NL25. ....	109

Tabela 8- Resultados da avaliação da acurácia posicional do produto rmbh.....	112
Tabela 9 - Resultados da avaliação da acurácia posicional para NL-GDEM2 e NL-SRTMX. ....	115
Tabela 10 - Resultados da avaliação da acurácia posicional para VicoRG-GDEM2 e VicoRG-SRTMX. ....	119
Tabela 11 - Resumo dos resultados obtidos da avaliação da acurácia posicional para os nove produtos testados. ....	121

## LISTA DE SIGLAS

ASPRS – American Society Photogrammetry and Remote Sensing  
DP – Discrepância Posicional  
DSG – Divisão do Serviço Geográfico do Exército Brasileiro  
EGM96 – Earth Gravitational Model 1996  
EP – Erro Padrão  
ET-ADGV – Especificação Técnica de Aquisição de Dados Geoespaciais Vetoriais  
EV – Equidistância vertical entre curvas de nível  
GDEM ou GDEM2 – ASTER Global Digital Elevation Model  
GNSS – Global Navigation Satellite System  
GPS – Global Positioning System  
IC – Intervalo de Confiança  
IDE – Infraestrutura de Dados Espaciais  
INDE – Infraestrutura Nacional de Dados Espaciais  
LiDAR – Light Detection And Ranging  
MDE – Modelo Digital de Elevação  
MDS – Modelo Digital de Superfície  
MDT – Modelo Digital do Terreno  
NMAS – National Map Accuracy Standard  
NSSDA – National Standard for Spatial Data Accuracy  
OTAN – Organização do Tratado do Atlântico Norte  
PEC – Padrão de Exatidão Cartográfica  
PEC-PCD – Padrão de Exatidão Cartográfica para Produtos Cartográficos Digitais  
r – Coeficiente de correlação  
R<sup>2</sup> – Coeficiente de Determinação  
RMS – Root Mean Square  
RP – Resíduo Padronizado  
SRTM-C – Shuttle Radar Topography Mission (band C)  
SRTM-X – Shuttle Radar Topography Mission (band X)  
STANAG - Standardization Agreement  
TCL – Teorema Central do Limite  
TOPO – Modelo Digital de Superfície do projeto TOPODATA

## RESUMO

SANTOS, Afonso de Paula dos, D.Sc., Universidade Federal de Viçosa, junho de 2015. **Controle de Qualidade Cartográfica: metodologias para avaliação da acurácia posicional em dados espaciais.** Orientadora: Nilcilene das Graças Medeiros. Coorientadores: Dalto Domingos Rodrigues e Gérson Rodrigues dos Santos.

O presente trabalho teve como objetivo desenvolver metodologias para avaliação da acurácia posicional tridimensional, de modo a proceder uma análise de forma conjunta da componente planimétrica e altimétrica de dados espaciais. Para isto, foi necessário o estudo dos vários métodos existentes de avaliação da acurácia planimétrica através de feições lineares, como: métodos das Áreas (Banda Épsilon), Buffer Simples, Buffer Duplo, Distância de Hausdorff e Influência do Vértice. Após a constatação de uma melhor eficiência do método do Buffer Duplo, este foi utilizado na proposição de uma metodologia de avaliação da acurácia planimétrica de modelos digitais de superfícies (MDS), utilizando como feições características do terreno linhas de cumeadas e linhas de hidrografia numérica. Em seguida, considerando uma abordagem tridimensional, propôs-se uma metodologia para avaliação da acurácia posicional através da realização da propagação de variâncias do padrão de acurácia brasileiro, o Decreto-lei nº 89.817, onde foi determinado um modelo tridimensional baseado nas tolerâncias planimétricas e altimétricas já existentes. Os resultados obtidos da avaliação da acurácia posicional tridimensional, utilizando a propagação de variâncias, mostrou-se mais rigoroso em relação à análise separada da planimetria e altimetria. Tal método tem pressuposições que o tornam ineficiente para dados que não são estatisticamente independentes e/ou não sigam a distribuição normal. Deste modo, por fim, propôs-se uma metodologia geral para avaliação de dados espaciais cuja amostras de checagem apresentem as condições citadas anteriormente. Neste sentido, utilizando-se da modelagem do semivariograma das discrepâncias posicionais analisadas, pode-se obter um conjunto de resíduos que apresenta como propriedade ser estatisticamente independente, seguir normalidade e não ser viesado. Assim, esta última proposição visa estabelecer a avaliação da acurácia posicional planimétrica, altimétrica e tridimensional com base nas discrepâncias posicionais e nos resíduos obtidos do processo de modelagem do semivariograma das discrepâncias posicionais, atendendo a um intervalo de confiança.

## ABSTRACT

SANTOS, Afonso de Paula dos, D.Sc., Universidade Federal de Viçosa, June, 2015. **Cartographic Quality Control: methodologies for evaluation of positional accuracy in spatial data.** Adviser: Nilcilene das Graças Medeiros. Co-advisers: Dalto Domingos Rodrigues and Gérson Rodrigues dos Santos.

This study aimed to develop methodologies to evaluate the three-dimensional positional accuracy, in order to undertake a joint analysis of the horizontal and vertical component of spatial data. To this end, studying the various existing assessment methods of planimetric accuracy through linear features was necessary, such as Epsilon Band, Single Buffer, Double Buffer, Hausdorff's Distance and Vertex Influence methods. Since the Double Buffer method showed better efficiency, it was used as a proposition for a methodology to evaluate the horizontal accuracy of digital models of surfaces (MDS), using terrain features like ridge lines and numerical hydrography lines. Then, considering a three-dimensional approach, a methodology to assess the positional accuracy was proposed by performing the variance propagation of Brazilian positional accuracy standard, Decree-Law No. 89,817, in which a three-dimensional model based on horizontal and vertical existing tolerances was determined. The results obtained from the three-dimensional positional accuracy evaluation, using the propagation of variances, were more rigorous when comparing to the analysis made using planimetry and altimetry separately. Such method has assumptions that make it inefficient for data that are not statistically independent and/or do not follow the normal distribution. Thus, finally, it's proposed a general methodology for assessing spatial data in which checking samples show the previously mentioned conditions. In this regard, a set of residues that are statistically independent, normally distributed and not biased can be obtained using the semivariogram modeling of the analyzed positional discrepancies. Therefore, this latter proposition is to establish the evaluation of planimetric, altimetric and three-dimensional positional accuracy based on positional discrepancies and residues obtained from the positional discrepancies semivariogram modeling process, respecting a confidence interval.

## INTRODUÇÃO GERAL

Atualmente tem-se vivido na era da informação, mas não bastam apenas informações descritivas; cada vez mais, necessita-se da componente espacial<sup>1</sup> desta informação.

Com a demanda cada vez maior de informações espaciais, tem-se a cada dia o aumento na disponibilidade de dados espaciais que podem ser obtidos gratuitamente, além de equipamentos de medição e softwares cada vez mais amigáveis e de fácil utilização. Com toda esta demanda e a facilidade na manipulação e geração da informação geográfica, surgem usuários não especialistas ou até mesmo empresas que não são habilitadas para tal ofício. Isto é apenas um exemplo no qual o cuidado com a qualidade, seja ela posicional, geométrica, temporal ou temática, pode ser negligenciada no processo de análise ou produção de dados espaciais (GALO e CAMARGO, 1994; SANTOS, 2010; LUNARDI et al., 2012).

Segundo Lunardi et al. (2012), com toda esta popularização das informações espaciais surgiram duas necessidades: padronizar os produtos gerados, o que facilitaria a interoperabilidade dos dados e; avaliar a qualidade destes produtos. Estas necessidades podem ser percebidas atualmente pela preocupação de diversos órgãos responsáveis pela produção cartográfica, em vários países ao redor do mundo, na elaboração ou atualização de suas Infraestruturas de Dados Espaciais (IDE), bem como normas e padrões de qualidade.

Em uma base cartográfica a incerteza é inerente, visto que toda a coleta de dados possui erros associados aos instrumentos e métodos utilizados. Sabe-se que o erro se transmite e se propaga, razão pela qual o Cartógrafo e/ou Agrimensor deve gerenciá-lo na elaboração da base cartográfica.

Goodchild (2010) ressalta a importância do controle de qualidade ao investigar dados espaciais de modo a garantir e especificar a qualidade e acurácia dos mesmos, explicitando discrepâncias, omissões e incertezas, bem como definindo sua finalidade.

Este mesmo autor aborda a importância da consciência quanto à responsabilidade que produtores e usuários da informação geográfica devam ter para com a manipulação, edição, análise, produção e avaliação desta informação. Neste sentido, Goodchild (2010) aponta um acidente ocorrido com uma aeronave dos fuzileiros navais dos Estados Unidos

---

<sup>1</sup> Entende-se que o termo “componente espacial” é a junção do elemento posicional e geométrico de dados espaciais.

da América, em fevereiro de 1998, onde houve a colisão e o rompimento dos cabos que sustentavam uma gôndola de um teleférico em um resort de esqui, em Cavalese, Itália. Estes cabos não estavam representados no mapa que o piloto da aeronave utilizava. O acidente acarretou em 20 vítimas fatais.

Snyder (1987), Illife (2000) e Stein et al. (2009) citam que em 1569 o cartógrafo Mercator, preocupado com a representação adequada das formas de continentes e mares, criou uma nova projeção cartográfica de modo a evitar incertezas posicionais. Nesta projeção os ângulos são preservados, o que permite uma melhora na representação de rotas de navios; assim, uma linha reta desenhada entre dois pontos tem ângulos constantes em relação a cada meridiano (azimute), que pode ser lido diretamente no mapa. Esta linha é chamada de laxodromia.

A projeção cilíndrica de Mercator, embora tenha consistido num marco na cartografia, é passível de distorções, o que faz com que seu uso inadequado possa inserir grandes incertezas na estimativa de áreas. A representação do globo terrestre nesta projeção, por exemplo, apresenta a América do Sul menor que a Groelândia, embora a primeira seja cerca de oito vezes maior (SNYDER, 1987).

Desde então, Agrimensores e Cartógrafos têm trabalhado para quantificar, modelar e aumentar a qualidade dos dados observados e dos produtos cartográficos produzidos. Em conjunto com a navegação, a descrição de bens, assim como a demarcação cadastral de países, estados, municípios e propriedades têm impulsionado a busca por equipamentos e métodos que possibilitassem a melhoria da qualidade dos dados espaciais.

Logo, fica claro que num processo de avaliação da acurácia posicional em dados espaciais é essencial identificar incoerências e o nível de qualidade dos dados. Além disso um dos principais objetivos do controle de qualidade posicional é identificar soluções para a minimização e/ou a não propagação das incoerências deste dado, além da indicação de qual a possível utilização deste dado espacial em termos de extração de feições<sup>2</sup> cartográficas e informações geométricas.

Na cartografia, necessita-se modelar o mundo real de modo que o mesmo possa ser representado o mais fidedignamente possível através de dados espaciais. Sabe-se que é impossível representar e obter informações espaciais exatas; conseqüentemente, é necessário generalizar a representação da realidade por meio de simplificação e/ou omissão de certas feições.

---

<sup>2</sup> Abstração de um fenômeno do mundo real (ISO, 2002).

Para o processo de representação vetorial cartográfica utilizam-se as primitivas gráficas: ponto, linha e polígono; que também podem ser utilizadas na avaliação da acurácia posicional em dados cartográficos. Tradicionalmente, na grande maioria dos países, normas e leis têm suas metodologias fundamentadas na comparação entre pontos homólogos, sendo que desde a década de 1980 diversos trabalhos têm discutido o uso de feições lineares e polígonos no controle de acurácia posicional.

Neste trabalho quando se referir ao termo controle de qualidade utilizando feições lineares, inclui-se neste termo o uso de linhas, polilinhas, segmentos de retas, polígonos e áreas.

No Brasil não é comum o uso de feições lineares para controle de qualidade posicional em dados espaciais. Assim, considerando a métrica de feições lineares e pontuais equivalentes, um questionamento que se apresenta é se a integração dos métodos que utilizam feições lineares com o padrão brasileiro de acurácia posicional (Decreto-lei nº 89.817/1984) proporcionaria resultados similares aos métodos tradicionais que utilizam feições pontuais.

Basicamente, os métodos de avaliação da acurácia posicional com o uso de feições lineares baseiam-se na comparação entre linhas homólogas dos dados de teste em relação aos dados de referência. Esta comparação analisa aspectos como: razão entre comprimentos e quantidade de vértices, angularidade, razão de segmentos curvilíneos, distância entre os vértices, percentual de inclusão em uma área de influência, entre outros.

Dentre os métodos existentes, podem-se citar: Banda de Erro Épsilon (Epsilon band method); Buffer Simples (simple buffer method); Buffer Duplo (double buffer method); Banda-G (G-band); Influência do Vértice (vertex influence method); Ponto Gerado (points intermediate method); Distância de Hausdorff (*hausdorff's distance method*); Modelo de Erro Estatístico de Simulação (Statistical Simulation Error Model); Aproximações por Spline; Retângulo Envolvente; Completude (Completeness); Corretude (Correctness); RMS (Root Mean Square) modificado; etc. (MASRY et al., 1980; BLAKEMORE, 1984; LUGNANI, 1986; GOODCHILD e HUNTER, 1997; HEIPKE et al., 1997; TVEITE e LANGAAS, 1999; SHI e LIU, 2000; GALO et al., 2001; ARIZA, 2002; VIEIRA et al., 2002; MOZAS e ARIZA, 2010; 2011; TONG et al., 2013).

Outra preocupação entre pesquisadores da área é a avaliação 3D da acurácia posicional em dados espaciais. Sabe-se que esta avaliação pode ser realizada, pelo menos, segundo dois modos diferentes (LI et al., 2005):

- i. Acurácia posicional planimétrica (2D) e acurácia posicional altimétrica (1D), avaliadas separadamente;

- ii. Acurácia posicional de ambas as componentes (3D), planimétricas e altimétrica, verificadas simultaneamente.

No primeiro modo de avaliação, os resultados da acurácia planimétrica podem ser obtidos separadamente dos resultados da componente vertical (acurácia altimétrica). A maioria das normas e métodos utilizam este modelo, inclusive no Brasil. Já em relação ao segundo item, são poucos os estudos existentes a respeito da medida de acurácia para ambos os componentes (horizontal e vertical) simultaneamente.

Outra questão a ser levada em consideração na área de controle de qualidade posicional em dados espaciais é a negligência da análise de independência e normalidade da amostra de checagem (discrepâncias posicionais) utilizada para avaliar a acurácia posicional. Segundo Höhle e Höhle (2009), todas as normas e padrões assumem, implicitamente, que os dados amostrais de checagem de um produto cartográfico sigam a distribuição normal ou gaussiana e sejam independentes.

Conforme se observa em Mood et al. (1974), os testes de normalidade univariada pressupõem a independência estatística dos dados, sendo que, para inferir sobre a independência estatística de um conjunto de dados, pode-se utilizar o teste do Qui-Quadrado, ou, de forma mais eficiente, a análise do semivariograma, o qual analisa a autocorrelação espacial dos dados. Só depois de verificada a independência, torna-se viável a aplicação de testes de normalidade, como Shapiro-Wilk, Komolgorov-Smirnov, Anderson-Darling, Qui-Quadrado, dentre outros.

## **1. HIPÓTESES**

Diante do exposto, definem-se como hipóteses deste trabalho:

- i. É viável a utilização de métodos de avaliação da acurácia posicional por feições lineares aliada ao padrão de acurácia posicional brasileiro exposto no Decreto-lei n° 89.817 de 1984, na análise da acurácia planimétrica de Modelos Digitais de Elevação (MDE) e/ou Modelos Digitais de Superfície (MDS);
- ii. É viável realizar a avaliação da acurácia posicional tridimensional através da realização da propagação de variâncias do padrão de acurácia brasileiro, o Decreto-lei n° 89.817, com uso integrado de feições lineares e pontuais para obter pontos homólogos tridimensionais que possibilitem tal avaliação em dados espaciais;

- iii. Utilizando o Teorema Central do Limite e técnicas Geoestatísticas é viável analisar a acurácia posicional de um produto cuja amostra de checagem inicialmente não apresente independência e/ou normalidade.

## **2. OBJETIVOS**

O objetivo geral deste trabalho é desenvolver métodos para avaliação da acurácia posicional em dados espaciais.

Como objetivos específicos têm-se:

- i. Descrever metodologicamente a aplicação dos principais métodos de avaliação da acurácia planimétrica através de feições lineares utilizando como base o padrão brasileiro de acurácia posicional (Decreto-lei nº 89.817/ET-ADGV);
- ii. Comparar a aplicação dos métodos baseados em feições lineares em relação ao método de feições pontuais;
- iii. Desenvolver uma metodologia para avaliação da acurácia posicional planimétrica em MDE/MDS utilizando feições lineares;
- iv. Desenvolver uma metodologia para extração de pontos homólogos tridimensionais, a fim de se proceder à avaliação da acurácia posicional relativa de MDE/MDS, utilizando feições lineares e pontuais;
- v. Desenvolver um modelo de aplicação da acurácia posicional tridimensional utilizando como base as tolerâncias planimétricas e altimétrica do Decreto-lei 89.817, e compará-lo com a classificação separada da planimetria e altimetria;
- vi. Desenvolver uma metodologia utilizando o Teorema Central do Limite e técnicas de Geoestatística, que não negligencie a análise de normalidade e independência dos dados utilizados para a avaliação da acurácia posicional (altimétrica, planimétrica e tridimensional) em dados espaciais.

## **3. JUSTIFICATIVAS**

A principal importância no controle de qualidade de um produto cartográfico é informar o nível de sua qualidade e assim, recomendar a destinação do uso da informação (seja posicional, de atributos ou temporal) inerente aos dados espaciais. A cartografia produz modelos da realidade, e estes são utilizados para tomar decisões. Assim, quanto

maior o nível de acerto na tomada de decisões com base em dados espaciais, maior o nível de controle de qualidade acerca destes dados (SANTOS, 2010).

Dentre os elementos presentes no processo de controle de qualidade, a avaliação da acurácia posicional é indispensável em bases cartográficas de grande escala, principalmente as de apoio básico a projetos de engenharia (ARIZA et al., 2004). Erros em bases de dados desta natureza podem gerar consequências desastrosas.

Com certa facilidade de acesso a dados espaciais de diversas fontes e com o uso generalizado destes de maneira conjunta, integrando uma IDE, é primordial o controle de qualidade posicional para que seja possível a interoperabilidade desta IDE (ARIZA, 2008).

De acordo com Mozas e Ariza (2011), justifica-se a utilização de feições lineares no controle da acurácia posicional de dados espaciais em vez de feições pontuais pelas seguintes razões:

- i. A primitiva gráfica mais utilizada na Cartografia é a linha. Em uma base de dados cartográfica, aproximadamente 80% das feições são lineares;
- ii. Geralmente as feições lineares têm uma boa distribuição espacial nas bases cartográficas como redes de estradas e hidrografia;
- iii. Linhas contêm uma grande quantidade de informação geométrica com vértices, segmentos, orientação, entre outros.

A grande maioria dos trabalhos de avaliação da qualidade posicional em dados cartográficos tridimensionais (a exemplo dos Modelos Digitais de Elevação - MDE), assume como sendo acurada a componente planimétrica, mesmo não tendo nenhum tipo de comprovação para tal (LEY, 1986<sup>3</sup> citado por LI et al., 2005). Utilizando-se desta consideração, apenas é aplicada a avaliação da acurácia altimétrica dos dados. Logo, é de grande relevância a investigação de métodos que se preocupem com a avaliação simultânea ou conjunta da planimetria e altimetria dos dados espaciais, de modo a obter uma medida ou índice único capaz de caracterizar a acurácia posicional nas três dimensões.

Aliada à investigação de novos métodos de avaliação da acurácia posicional tridimensional, é de extrema importância a pesquisa sobre metodologias para a manipulação de dados autocorrelacionados espacialmente, já que todos os padrões de

---

<sup>3</sup> LEY, R. 1986. *Accuracy assessment of digital terrain models*. Auto-Carto London, 1:455–464.

acurácia posicional assumem que os erros são independentes e identicamente distribuídos, o que quase sempre não ocorre (HÖHLE e HÖHLE, 2009).

#### **4. ESTRUTURAÇÃO DO TRABALHO**

O presente trabalho está dividido em seis tópicos, conforme segue:

- Introdução geral - apresenta uma introdução geral sobre o controle de qualidade de dados espaciais, as hipóteses, os objetivos gerais e específicos, justificativa e importância do presente estudo.
- Capítulo 1: Controle de qualidade posicional em dados espaciais utilizando feições lineares – tem como objetivo descrever os métodos mais utilizados no meio científico para avaliação da acurácia planimétrica através de feições lineares como a Banda Épsilon (Método das Áreas), o Buffer Simples, o Buffer Duplo, a Distância de Hausdorff e a Influência do Vértice. É metodologicamente descrita a aplicação de tais métodos, aliada ao padrão o Decreto-lei nº 89.817/ET-ADGV. Ao final, estes métodos são comparados com o método tradicional por pontos.
- Capítulo 2: Avaliação da acurácia posicional planimétrica em modelos digitais de superfície com o uso de feições lineares – apresenta uma metodologia para a avaliação da acurácia posicional planimétrica relativa de MDS, utilizando feições lineares características do terreno, como linhas de cumeadas e linhas de hidrografia numérica.
- Capítulo 3: Avaliação da acurácia posicional tridimensional em MDS realizando a propagação de variâncias do Decreto-lei nº 89.817 – propõe um novo método para avaliação da acurácia posicional tridimensional utilizando os parâmetros do Decreto-lei nº 89.817. Tal método consiste na propagação de variâncias das tolerâncias do Decreto-lei nº 89.817 de modo a obter um modelo para avaliação tridimensional de dados cartográficos. Também é apresentada uma nova metodologia para extração de pontos homólogos tridimensionais para a avaliação relativa de MDE/MDS utilizando feições pontuais e lineares. Ao final, são comparadas as classificações da acurácia posicional tridimensional pelo método proposto e pela análise separada da planimetria e altimetria.

- Capítulo 4: Metodologia geral para avaliação da acurácia posicional em dados espaciais – propõe uma metodologia que utiliza o Teorema Central do Limite e técnicas de Geoestatística para avaliação de dados espaciais não-independentes e/ou que não sigam a distribuição normal. Além do tratamento dos dados para que estes se tornem independentes e normais, é proposto um novo método para avaliação da acurácia posicional planimétrica, altimétrica e tridimensional com base no estimador RMS das discrepâncias posicionais e em intervalos de confiança aplicados aos resíduos ou às discrepâncias posicionais.
- Conclusões Gerais – expõem as considerações finais e recomendações para trabalhos futuros.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARIZA, F. J. **Calidad en la Producción Cartográfica**. Ra-Ma, 2002.

\_\_\_\_\_. **Presentación sobre el Proyecto Normativo: Evaluación componente posicional de los datos espaciales**. Madri, Espanha: Asociación Española de Normalización 2008.

ARIZA, F. J.; BALBOA, J. L. G.; PULIDO, R. A. **Casos prácticos de calidad en la producción cartográfica**. Universidad de Jaén, 2004.

BLAKEMORE, M. Generalization and error in spatial databases. **Cartographica**, 21, 131- 139p. 1984.

GALO, M.; CAMARGO, P. O. O uso do GPS no controle de qualidade de cartas. **1º Congresso Brasileiro de Cadastro Técnico Multifinalitário**, Florianópolis, Santa Catarina, Brasil. p.41-48. 1994.

GALO, M.; DAL POZ, A. P.; FERREIRA, F. M. O uso de feições no controle de qualidade em cartografia. **XIX Congresso Brasileiro de Cartografia**, Porto Alegre, Rio Grande do Sul, Brasil. 2001.

GOODCHILD, M. F. Foreword. In: SHI, W. **Principles of Modeling Uncertainties in Spatial Data and Spatial Analyses**. CRC Press, 2010.

GOODCHILD, M. F.; HUNTER, G. J. A simple positional accuracy measure for linear features. **International Journal of Geographical Information Science**, v. 11, n. 3, p. 299-306, 1997.

HEIPKE, C; MAYER, H.; WIEDEMANN, C.; JAMET, O. Evaluation of Automatic Road Extraction. **International Archives of Photogrammetry and Remote Sensing**, 47–56. 1997.

HÖHLE, J.; HÖHLE, M. Accuracy assessment of digital elevation model by means of robust statistical methods. **ISPRS Journal of Photogrammetry and Remote Sensing**, v. 64, p. 398-406. 2009.

ILIFFE, J. **Datums and Map Projections: for Remote Sensing, GIS and Surveying**. CRC Press, 2000.

- ISO. **ISO 19113: Geographic information – Quality principles**. Switzerland 2002.
- LI, Z.; ZHU, Q.; GOLD, C. **Digital Terrain Modeling: Principles and Methodology**. Taylor & Francis, 2005.
- LUGNANI, J. B. Estimativa de qualidade de feições digitalizadas – Um novo método. In: **Revista Brasileira de Cartografia**, n° 39, Janeiro, p. 26-29. 1986.
- LUNARDI, O. A.; PENHA, A. L. T.; CERQUEIRA, R. W. O exército brasileiro e os padrões de dados geoespaciais para a INDE. **IV Simpósio Brasileiro de Ciências Geodésicas e Tecnologia da Geoinformação**, Recife, Brasil. p. 8. 2012.
- MASRY, S. E.; GAUTHIER, J. R. R.; LEE, Y. C. Accuracy and time comparisons of digital maps. **Congress of the International Society of Photogrammetry**, Hamburg. 1980.
- MOOD, A. M.; GRAYBILL, F. A.; BOES, D. C. **Introduction to the theory of statistics**. McGraw-Hill, 3rd edition, 1974.
- MOZAS, A. T.; ARIZA, F. J. Methodology for Positional Quality Control in Cartography Using Linear Features. v. 47, n. 4, p. 371-378, 2010. Disponível em: <<http://www.ingentaconnect.com/content/maney/caj/2010/00000047/00000004/art00010>>.
- \_\_\_\_\_. New method for positional quality control in cartography based on lines. A comparative study of methodologies. **International Journal of Geographical Information Science**, v. 25, n. 10, p. 1681-1695, 2011.
- SANTOS, A. P. **Avaliação da Acurácia Posicional em Dados Espaciais com o uso de Estatística Espacial**. 110 p. (Magister Scientiae). Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, Minas Gerais, Brasil. 2010.
- SHI, W.; LIU, W. A stochastic process-based model for the positional error of line segments in GIS. **International Journal of Geographical Information Science**, v. 14, n. 1, p. 51-66, 2000.
- SNYDER, J. P. **Map Projections - A Working Manual**. U.S. Geological Survey Professional Paper 1395, 1987.
- STEIN, A.; SHI, W.; BIJKER, W. **Quality aspects in spatial data mining**. CRC Press, 2009.
- TONG, X.; SUN, T.; FANA, J.; GOODCHILD, M. F.; SHI, W. A statistical simulation model for positional error of line features. **International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation**, v. 21, p. 136-148, 2013.
- TVEITE, H.; LANGAAS, S. An accuracy assessment method for geographical line data sets based on buffering. **International Journal of Geographical Information Science**, v. 13, n. 1, p. 27-47, 1999.
- VIEIRA, C. A. O.; MATHER, P. M.; BORGES, P. A. F. Assessing the positional accuracy of remotely sensed products. **5th International Symposium on Spatial Accuracy Assessment in Natural Resources and Environmental Sciences**, Melbourne, Australia. 2002.

# CAPÍTULO 1. CONTROLE DE QUALIDADE POSICIONAL EM DADOS ESPACIAIS UTILIZANDO FEIÇÕES LINEARES

## **Resumo:**

Nas últimas duas décadas, o uso de feições lineares tem sido frequentemente investigado no controle de qualidade cartográfica, sendo que diversos métodos foram propostos para tal finalidade. Neste sentido, o presente trabalho tem como objetivo descrever os métodos da Banda Épsilon (Método das Áreas), do Buffer Simples, do Buffer Duplo, da Distância de Hausdorff e da Influência do Vértice na avaliação da acurácia planimétrica através de feições lineares, utilizando como padrão o Decreto-lei nº 89.817 aliada à ET-ADGV, e ao final, compará-los com o método tradicional por pontos. Para tanto, foi avaliada a acurácia posicional planimétrica de uma ortoimagem Ikonos, onde os resultados obtidos mostraram que os métodos da Banda Épsilon, Distância de Hausdorff e Influência do Vértice apresentaram resultados similares, obtendo-se classificação Classe B na escala 1:10.000. Já os métodos Buffer Simples e Buffer Duplo apresentaram resultados semelhantes ao método tradicional por pontos, que por sua vez, foram mais restritivos que os métodos anteriormente citados, classificando a ortoimagem como Classe C na escala 1:10.000.

## **1. INTRODUÇÃO**

Com a demanda cada vez maior de informações espaciais, cresce a cada dia a disponibilidade de dados espaciais de forma gratuita, equipamentos de medição de fácil utilização e softwares cada vez mais amigáveis. Diante de todo este aparato, fica muito facilitada a manipulação e geração da informação geográfica, o que possibilita que usuários ou empresas, ainda que não detentores de formação técnica especializada em produção cartográfica exerçam tal atividade. É neste sentido que Galo & Camargo (1994), Santos (2010) e Lunardi et al. (2012) observam que o cuidado com a qualidade, seja ela posicional, geométrica, temporal ou temática, pode ser negligenciado no processo de análise ou produção de dados espaciais.

Goodchild (2010) ressalta a importância do controle de qualidade ao investigar dados espaciais de modo a garantir e especificar a qualidade e acurácia dos mesmos, explicitando discrepâncias, omissões e incertezas, bem como definindo sua finalidade.

Tanto na avaliação da acurácia posicional em dados cartográficos quanto no processo de representação vetorial cartográfica podem se utilizar das primitivas gráficas: ponto, linha e polígono. Tradicionalmente, em vários países, Normas e Leis têm suas metodologias fundamentadas na comparação entre pontos homólogos, sendo que alguns exemplos de pesquisas nessa linha podem ser observados em Ariza (2002), Nogueira Júnior (2003), Nero (2005), Santos (2010), Pereira & Nero (2012), entre outros.

Entretanto, segundo Tong et al. (2013), a investigação de métodos de avaliação da acurácia posicional que utilizam feições lineares tem sido um dos pontos chave nas pesquisas de Sistemas de Informações Geográficas, o que levou a um grande esforço da comunidade científica durante as duas últimas décadas para a compreensão do tema e desenvolvimento de diferentes métodos de avaliação.

Basicamente, os métodos de avaliação da acurácia posicional com o uso de feições lineares consideram a comparação entre linhas homólogas dos dados de teste em relação aos dados de referência. Esta comparação analisa aspectos como: razão entre comprimentos e quantidade de vértices, angularidade, razão de segmentos curvilíneos, distância entre os vértices, percentual de inclusão em uma área de influência, entre outros.

Dentre os métodos existentes, destacam-se: a Banda Épsilon; o Buffer Simples; o Buffer Duplo; a Banda Genérica; o Modelo de Erros Estatístico por Simulação; a Influência do Vértice; o Ponto Gerado; a Distância de Hausdorff; as Aproximações por Spline; o Retângulo Envolvente; a Completude; a Corretude; o RMS modificado; entre outros (Goodchild & Hunter 1997; Heipke et al. 1997; Galo et al. 2001; Ariza 2002; Vieira et al. 2002; Mozas & Ariza 2010; Mozas & Ariza 2011; Tong et al. 2013).

No Brasil, não é comum o uso de feições lineares para controle de qualidade posicional em dados espaciais. Assim, considerando a métrica de feições lineares e pontuais equivalentes, um questionamento que se apresenta é se a integração dos métodos que utilizam feições lineares com o padrão brasileiro de acurácia posicional (Decreto-lei nº 89.817, Brasil, 1984) proporcionaria resultados condizentes aos métodos tradicionais que utilizam feições pontuais.

Diante do exposto, este trabalho tem como objetivo descrever metodologicamente a aplicação dos métodos de avaliação da acurácia posicional planimétrica através de feições lineares, como Banda Épsilon (Método das Áreas), Buffer Simples, Buffer Duplo, Distância de Hausdorff e Influência do Vértice, utilizando como padrão o Decreto-lei nº 89.817 aliada à ET-ADGV. Da mesma forma, propõe ainda a realização da comparação dos resultados obtidos da aplicação dos distintos métodos de feições lineares com o método tradicional por pontos.

Uma das principais justificativas para a investigação de incertezas em base de dados espaciais utilizando feições lineares é o fato de que: (i) 80% dos dados presentes em uma base cartográfica têm como estrutura a primitiva gráfica linha; (ii) geralmente as feições lineares têm uma boa distribuição espacial nas bases cartográficas, como redes de rodovias e hidrografia e; (iii) os elementos lineares apresentam uma grande quantidade

de informação geométrica como vértices, segmentos, orientação, entre outros (Mozas e Ariza 2011).

## **2. O PADRÃO BRASILEIRO DE ACURÁCIA POSICIONAL**

Percebe-se que existem diversos métodos de avaliação da acurácia posicional que utilizam feições pontuais, sendo que todos eles são similares no fato de realizar a comparação entre a amostra de pontos de checagem obtida em campo ou em algum dado espacial mais acurado, com a amostra de pontos homólogos no dado espacial em avaliação. A partir desta comparação, diversas formulações e testes estatísticos são aplicados de acordo com a norma de acurácia posicional utilizada.

Neste trabalho será abordada a avaliação da acurácia posicional utilizando o padrão nacional definido pelo Decreto-lei nº 89.817, de 1984, aliado à Especificação Técnica de Aquisição de Dados Geoespaciais Vetoriais (ET-ADGV) implementada em 2011 (BRASIL, 1984; DSG, 2011). A ET-ADGV é uma especificação técnica associada à Infraestrutura Nacional de Dados Espaciais (INDE) com intuito de padronizar e orientar o processo de aquisição da geometria dos vários tipos de dados geoespaciais vetoriais (DSG, 2011). Em um de seus itens, a ET-ADGV explica como deve ser a aplicação do Decreto-lei nº. 89.817 e cria uma classe mais restritiva destinada a produtos cartográficos digitais (PEC-PCD).

No Decreto-lei 89.817 está implícito que os dados de discrepâncias posicionais sigam a distribuição normal. Portanto, no presente estudo, para se utilizar o padrão de acurácia posicional do Decreto-lei nº 89.817 / ET-ADGV deve-se antes atestar a normalidade da amostra de discrepâncias posicionais.

Conforme se observa na literatura especializada, principalmente Mood et al. (1974), os testes de normalidade univariada pressupõem a independência estatística dos dados, sendo que, para inferir sobre a independência estatística de um conjunto de dados pode-se utilizar o teste do Qui-Quadrado ou o semivariograma. Depois de verificada a independência, torna-se viável a aplicação de testes de normalidade, como Shapiro-Wilk, Komolgorov-Smirnov, Anderson-Darling, entre outros.

Segundo BRASIL (1984), Santos (2010) e DSG (2011), para que um produto cartográfico seja classificado quanto ao Decreto-lei 89.817, o mesmo deve atender duas condições: (i) 90% dos pontos testados devem apresentar valores de discrepâncias iguais ou inferiores ao valor do PEC em relação à escala e a classe testada e; (ii) o RMS (root

mean square) das discrepâncias deve ser igual ou inferior à tolerância EP definido pela norma (Tabela 1).

Tabela 1 - Tolerâncias utilizadas para avaliação da acurácia posicional planimétrica utilizando o Decreto-lei nº 89.817 aliada à ET-ADGV.

Classe PEC	Classe PEC-PCD	Planimetria	
		PEC	EP*
-	A	0,28 mm	0,17 mm
A	B	0,5 mm	0,3 mm
B	C	0,8 mm	0,5 mm
C	D	1,0 mm	0,6 mm

\* EP é uma tolerância chamada “erro-padrão” de acordo a nomenclatura do Decreto-lei nº 89.817.

A discrepância planimétrica ( $d_p$ ), descrita pela equação 1, é obtida pela resultante posicional entre as coordenadas de campo ou referência ( $X_R, Y_R$ ) com as coordenadas do dado espacial em teste ( $X_T, Y_T$ ). Já o RMS das discrepâncias ( $RMS_d$ ) é definido pela equação 2.

$$d_p = \sqrt{(X_T - X_R)^2 + (Y_T - Y_R)^2} \quad (1)$$

$$RMS_d = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (d_{p_i})^2}{n-1}} \quad (2)$$

### 3. MÉTODOS DE AVALIAÇÃO DA ACURÁCIA POSICIONAL QUE UTILIZAM FEIÇÕES LINEARES

Existem vários métodos de controle de qualidade cartográfica que utilizam feições lineares, muito embora não sejam frequentes sua divulgação e estudos mais aprofundados no Brasil. A grande maioria destes métodos foi criada com o objetivo de avaliar os resultados do processo/método de generalização cartográfica.

Podem-se dividir os métodos que se baseiam em feições lineares em três grupos principais:

- i. Grupo de faixa de incerteza que utilizam uma abordagem determinística, como o método da Banda Épsilon ou Método das Áreas, Buffer Simples e Buffer Duplo;
- ii. Grupo de faixa de incerteza utilizando uma abordagem estocástica, como a Banda Genérica e Modelo de Erros Estatístico por Simulação;
- iii. Grupo de métodos determinísticos que realizam análises geométricas, como a Distância de Hausdorff, Influência do Vértice, Aproximação por Spline e Ponto Gerado.

O modelo de faixa de incerteza ou Banda de Erro, como é conhecido, é uma faixa ao redor da posição de referência (tida como a posição mais provável) de uma feição espacial. Perkal (1966) criou o modelo da faixa de incerteza que consiste em gerar um buffer ao redor do segmento de linha, sendo esta área utilizada para representar a incerteza posicional da feição linear.

A seguir serão detalhados alguns métodos do grupo (i) (Banda Épsilon, Buffer Simples e Buffer Duplo) e do grupo (iii) (Distância de Hausdorff e Influência do Vértice) que foram utilizados neste trabalho. Estes métodos foram escolhidos devido a facilidade de implementação em um ambiente de Sistemas de Informações Geográficas.

### 3.1. Banda Épsilon ou Método das Áreas

O modelo da banda (ou faixa) de incerteza tem sido a base para diversos estudos e métodos de avaliação da acurácia posicional em dados espaciais.

Masry et al. (1980) e Blakemore (1984) adaptaram o método proposto por Perkal (1966), chamando-o de Banda Épsilon ( $\mathcal{E}$ -band). Este consiste em gerar uma medida de discrepância posicional ( $\mathcal{E}$ ) entre duas feições lineares através da razão entre o somatório das áreas ( $A$ ) formadas pela sobreposição de ambas as linhas e o comprimento da linha testada ( $L_T$ ) (ver equação 3 e Figura 1). Este método foi utilizado por Lugnani (1986), Galo et al. (2001) e Vieira et al. (2002), sendo chamado de Método das Áreas.

Segundo Tong et al. (2013), a banda Épsilon é uma região de discrepância em torno da linha de teste com uma largura constante em cada lado da linha. No entanto, a Banda Épsilon é um modelo de erro determinístico que assume que essa discrepância é uniforme em largura e que a linha tida como referência se localiza dentro da região dessa banda.

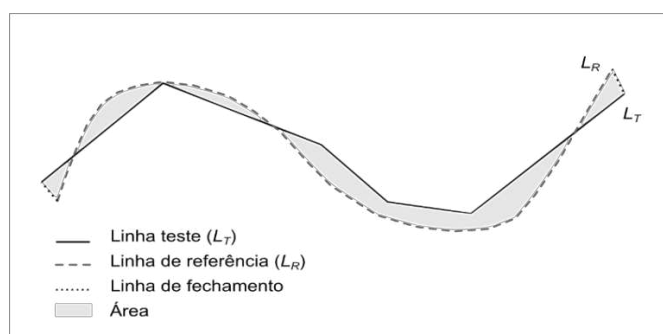


Figura 1 - Forma de comparar duas feições lineares através do método da Banda Épsilon.

Para aplicação do método da Banda de Erro Épsilon ou Método das Áreas, utilizam-se das seguintes etapas:

1. Selecionar uma amostra contendo  $n$  linhas homólogas de teste ( $L_T$ ) e de referência ( $L_R$ );
2. Sobrepor as linhas de teste com as de referência, se os pontos extremos das linhas homólogas de teste e de referência não se coincidirem, criar um segmento de reta unindo-os (linha de fechamento);
3. Obter o somatório das áreas internas (unidades  $m^2$ ), criadas pela sobreposição das linhas homologas de teste e referência (Figura 1), para cada elemento  $i$  pertencente à amostra de linhas homólogas;
4. Obter o comprimento (em metros) de cada linha  $i$  de teste ( $CL_T$ );
5. Calcular a Banda de Erro Épsilon ( $\varepsilon$ ), para cada elemento  $i$  da amostra, dividindo o somatório das áreas internas pelo comprimento da linha teste:

$$\varepsilon_i = \frac{(\sum A)_i}{CL_{T_i}} \quad (3)$$

6. Ao final, analisa-se a medida de discrepância, obtida pelo valor da Banda de Erro Épsilon, com a norma ou padrão de acurácia utilizado. Para a aplicação do Decreto-lei n° 89.817, sugere-se verificar a independência e normalidade e, se constatada, pelo menos 90% das linhas testadas deverão apresentar valor de  $\varepsilon$  menor ou igual ao valor do PEC, bem como o RMS da amostra de  $\varepsilon$  ser menor ou igual ao valor de EP, para a classe e escala utilizadas.

### 3.2. Buffer Simples

Goodchild & Hunter (1997) desenvolveram um método para determinar a largura da Banda de Erro. Nesta metodologia, a referida largura é calculada através da proporção da linha testada que se encontra dentro de um buffer gerado na linha de referência. Portanto, a largura da banda de erro é definida quando a proporção de inclusão da linha testada atinge uma tolerância pré-definida (usualmente 90% ou 95%) para uma dada largura do buffer aplicado na linha de referência. Os autores chamam este método de Buffer Simples (Simple Buffer method), embora existam em outras bibliografias autores citando o método com o nome de Buffer Overlay. Segundo Shi (2010) este método, modificado da Banda Épsilon, é mais apropriado que o método anterior quando comparados à sensibilidade de erros grosseiros (outliers) na feição linear.

Portanto, o método do Buffer Simples baseia-se na geração de um buffer na linha de referência ( $B_R$ ) e, em seguida, avalia-se a porcentagem de inclusão da linha testada

( $L_T$ ) dentro deste buffer (Figura 2). Esta porcentagem de inclusão é utilizada como uma medida de discrepância entre as duas linhas (equação 4).

Ao aumentar a largura do buffer, pode-se obter uma distribuição de probabilidade de inclusão da linha teste no buffer da linha de referência, conforme Figura 3.

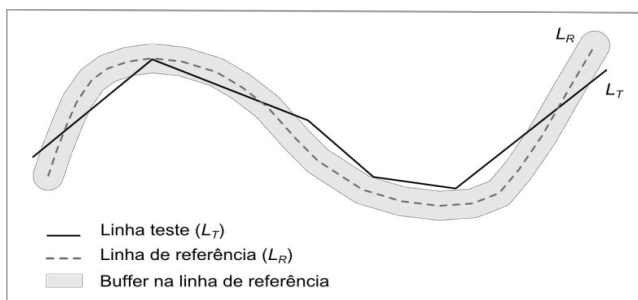


Figura 2 - Forma de comparar duas feições lineares através do método do Buffer Simples.

Para a aplicação do método do Buffer Simples, utilizam-se as seguintes etapas:

1. Selecionar uma amostra de  $n$  linhas homólogas de teste ( $L_T$ ) e de referência ( $L_R$ );
2. Calcular o comprimento (em metros) de cada linha  $i$  da amostra de teste ( $CL_{T_i}$ );
3. Criar um buffer de largura  $x$ , em metros, para cada linha  $i$  da amostra de referência. Para a aplicação do Decreto-lei nº 89.817, utiliza-se como largura do buffer o valor do PEC para a escala e a classe utilizada no processo de avaliação;
4. Fazer uma interseção entre as linhas homólogas de teste e os polígonos gerados, pelo buffer  $x$ , nas linhas de referências;
5. Calcular o comprimento total, em metros, de todos os segmentos da linha teste resultante da interseção ( $CL_x$ );
6. Calcular o percentual ( $p(x)$ ) de inclusão de cada linha teste dentro da área do buffer  $x$  correspondente. O percentual é calculado através da razão entre o comprimento da linha incluída e o comprimento total da linha testada:

$$p(x)_i = \frac{CL_{x_i}}{CL_{T_i}} \cdot 100 \quad (4)$$

7. Para análise do Decreto-lei nº 89.817, verifica-se a independência e normalidade da amostra de discrepâncias e, caso afirmativo, faz-se a análise se 90% das linhas testadas apresentam percentual maior ou igual a 0,9 (90%), classificando o dado espacial de acordo com a classe e a escala trabalhadas.

Conforme Atkinson & Ariza (2002), o método do Buffer Simples é de fácil implementação em um SIG. Por outro lado, não há possibilidade de detectar diretamente erros sistemáticos na linha teste; entretanto através de uma análise da geometria das linhas

(nas coordenadas de cada vértice) é possível determinar em qual lado está posicionada a linha de referência em relação à de teste.

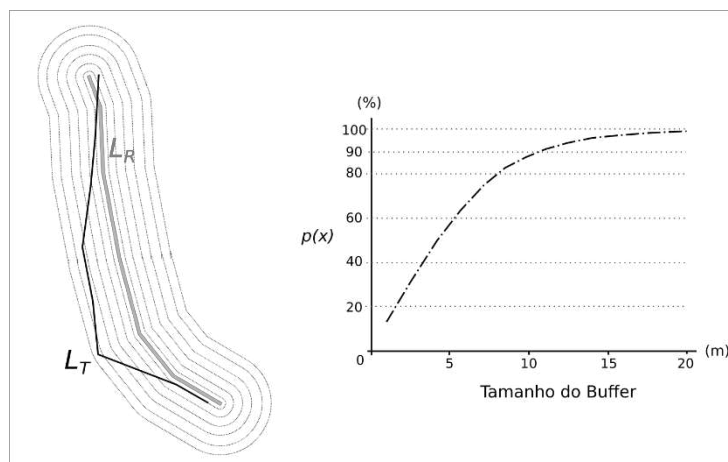


Figura 3 - Percentual de inclusão da linha teste no buffer da linha de referência.  
Fonte: Adaptado de Ariza & Mozas (2005).

Um método similar ao Buffer Simples, com denominação de Corretude (Correctness), foi sugerido por Heipke et al. (1997) para a avaliação de métodos automáticos de extração de feições lineares em imagens. Outro método sugerido pelos mesmos autores é a Completude (Completeness), no qual se calcula a porcentagem da linha de referência que se encontra dentro de um buffer gerado na linha teste.

### 3.3. Buffer Duplo

Tveite & Langaas (1999) propuseram o método chamado de Buffer Overlay Statistics, como um aprimoramento do método do Buffer Simples. Esta técnica consiste em aplicar o modelo da Banda de Erro tanto na linha de referência quanto na linha a ser testada. Portanto, aplica-se um buffer em ambas as linhas, e em seguida é realizada uma interseção entre os polígonos resultantes dos buffers (Figura 4), de modo a obter uma medida de discrepância média entre as feições lineares. Assim, é possível avaliar posicionalmente a acurácia do dado espacial em teste.

Dessa maneira, como no método do Buffer Simples, pode-se gerar pelo método do Buffer Duplo um gráfico da discrepância média em relação à largura do buffer.

Atkinson & Ariza (2002) afirmam que o método é similar ao método do Buffer Simples, embora haja alguns ganhos nas análises de resultados. Exemplo disso é o cálculo de uma medida de discrepância (equação 5) que pode ser aplicada a um teste de tendência para a verificação de erros sistemáticos. A discrepância ( $dm$ ) pode ser obtida

multiplicando-se o valor de pi ( $\pi$ ) pela largura do buffer ( $x$ ) e pelo somatório da área do buffer da linha de referência que não faz interseção com o buffer da linha de teste ( $A_F$ ) dividido pelo valor da área formada pelo buffer da linha teste ( $A_T$ ).

$$dm_i = \pi \cdot x \cdot \frac{(\sum A_F)_i}{A_{T_i}} \quad (5)$$

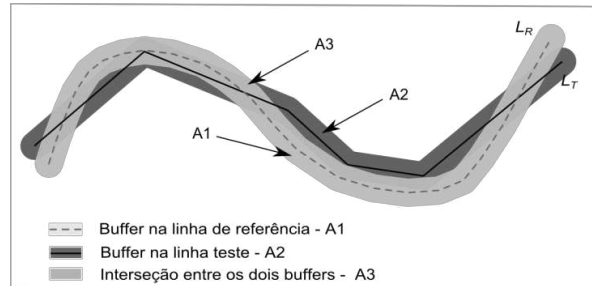


Figura 4 - Método Buffer Duplo.

Para a aplicação do Buffer Duplo, utilizam-se as seguintes etapas:

1. Selecionar uma amostra de n linhas homólogas de teste ( $L_T$ ) e de referência ( $L_R$ );
2. Aplicar um buffer de largura x em cada linha i da amostra de linhas homólogas de teste e referência. Para o emprego do Decreto-lei n° 89.817, utiliza-se como largura x do buffer o valor do PEC para a escala e a classe utilizada no processo de avaliação;
3. Calcular a área  $A_T$  gerada pela operação de buffer em cada linha de teste.
4. Fazer uma sobreposição entre os polígonos gerados pelos buffers da linha teste e da linha de referência e calcular o valor de  $A_F$ , referente a área do polígono de referência que não faz interseção ao polígono teste;
5. Calcular a discrepância média (dm), para cada linha teste i (equação 5);
6. Para análise do Decreto-lei n° 89.817, sugere-se verificar a independência e normalidade e, se constatadas, faz-se a análise se 90% das linhas testadas apresentam discrepância média (dm) menor ou igual ao valor do PEC (da classe e escala utilizadas para gerar o buffer x), e ainda, o RMS das discrepâncias dm ser menor ou igual ao valor do EP (idem ao PEC). Se as duas condições forem aceitas, classifica-se o dado espacial de acordo com a classe e escala trabalhadas.

### 3.4. Distância de Hausdorff

Este método, desenvolvido por Abbas (1994), consiste em determinar a Distância de Hausdorff sobre pares de linhas homólogas. A Distância de Hausdorff (dh) consiste em obter o máximo valor das menores distâncias euclidianas entre duas linhas (Figura 5).

Segundo Ariza & Mozas (2011), a Distância de Hausdorff é utilizada para recuperação de informação e análise de similaridades entre objetos vetoriais e imagens. Para avaliar a acurácia posicional, aplica-se esta distância às feições lineares, obtendo assim a medida de discrepância da linha testada.

Ariza (2002) explica que para a aplicação deste método deve-se obter o maior valor das menores distâncias de cada vértice da linha teste em relação à linha de referência ( $d1$ ), e o maior valor das menores distâncias de cada vértice da linha de referência em relação à linha teste ( $d2$ ). Ao final, o maior valor entre  $d1$  e  $d2$  será a Distância de Hausdorff ( $dh$ ).

$$dh = \max[d1, d2] \quad (6)$$

Sabe-se que a Distância de Hausdorff é muito sensível a erros grosseiros ou ruídos, existindo vários métodos modificando a Distância de Hausdorff de modo a evitar este problema. Segundo Ariza (2002), os valores de distâncias obtidos são inadequados para utilizá-los como discrepâncias entre as linhas devido às diferenças de tamanhos, forma, complexidade, números de segmentos, entre outros fatores. Abbas (1994) propõe a eliminação destes problemas realizando uma normalização das distâncias  $d1$ ,  $d2$  e  $dh$ , de modo a dividir estas por  $d1o$ ,  $d2o$  e  $dho$  respectivamente. Estes últimos valores citados são obtidos para cada par de objetos através de uma simulação baseada na perturbação dos vértices das linhas com valores de RMS determinados a priori e multiplicados pela discrepância a priori. Após a normalização, calcula-se o percentual de similaridade entre as duas linhas e o valor do RMS.

Mozas (2007) sugere utilizar como valor de  $d1$  e  $d2$  a média das menores distâncias entre os vértices da linha teste com relação à linha de referência, e vice-versa. Em seguida, o maior valor entre  $d1$  e  $d2$  será a Distância de Hausdorff. Este processo substitui o processo de normalização dos valores  $dh$ , citado anteriormente. Aplicando-se este método em linhas sintéticas, o autor obteve resultados similares ao método da Banda Épsilon (Método das Áreas).

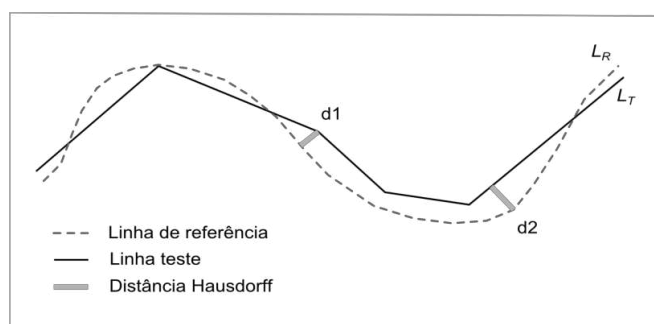


Figura 5 - Distância de Hausdorff.

Para aplicação do método Distância de Hausdorff, utilizam-se as seguintes etapas:

1. Selecionar uma amostra de  $n$  linhas homólogas de teste ( $L_T$ ) e de referência ( $L_R$ );
2. Extrair os vértices das linhas teste e da linha de referência;
3. Calcular a menor distância de cada vértice da linha teste em relação à linha de referência. Obter a média de todas as menores distâncias calculadas, atribuindo o valor a  $d_1$ ;
4. Calcular a menor distância de cada vértice da linha de referência em relação à linha teste. Obter a média de todas as menores distâncias calculadas, atribuindo o valor a  $d_2$ ;
5. A Distância de Hausdorff ( $dh$ ) é definida pelo maior valor entre  $d_1$  e  $d_2$ ;
6. Para a análise deste método junto ao Decreto-lei nº 89.817, verifica-se a independência e normalidade e, se constatada, utiliza-se o valor de  $dh$  como medida de discrepância. Portanto, para ser classificado deve-se atender duas condições: 90% das linhas testadas devem apresentar valores de  $dh$  menores ou iguais ao valor do PEC e; o RMS da amostra de  $dh$  deve ser menor ou igual ao valor do EP para a classe e escala empregada.

### **3.5. Influência do Vértice**

Mozas & Ariza (2011) afirmam que as feições lineares contidas em uma base de dados cartográfica geralmente são obtidas pelo processo de vetorização, digitalização, restituição ou extração automática. Durante estes processos, as linhas são definidas por um conjunto de vértices, sendo estes os elementos estruturais da linha. Assim, os mesmos autores consideram que os vértices devem ser os elementos prioritários para o controle de qualidade posicional ao se utilizar feições lineares. Isto é reforçado por modelos de incertezas como a faixa ou banda de erro, que definem o valor máximo da incerteza nos extremos de um segmento de reta (locais onde estão os vértices) e mínimo no centro do segmento.

Segundo os autores do método, Mozas & Ariza (2011), em uma feição linear cada vértice de uma linha determina a posição (alinhamento) dos dois segmentos de retas adjacentes. Pode-se pensar em utilizar um método de feições pontuais através dos vértices, mas os autores afirmam que este método não seria sensível ao cruzamento dos segmentos de retas.

Portanto, o método baseia-se na medição da distância euclidiana a partir dos vértices da linha de referência ( $L_R$ ) para a linha teste ( $L_T$ ). Estas distâncias são ponderadas

em função do comprimento dos segmentos adjacentes ao vértice aplicado. Assim, obtém-se o valor ponderado das distâncias entre os vértices de referência para a linha teste.

Logo, para o conjunto completo de linhas propõe-se o cálculo da média aritmética ponderada usando o comprimento das linhas (peso) para obter o valor da discrepância média (D) entre as duas linhas, conforme equação 7 e Figura 6.a.

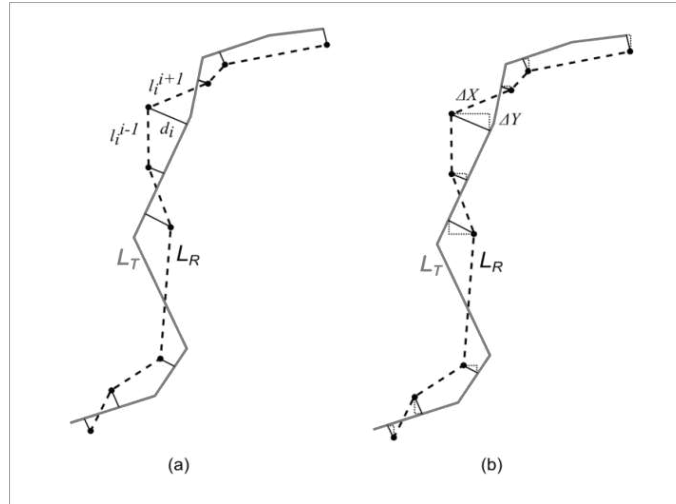


Figura 6 - Método da Influência do Vértice.  
Fonte: Adaptado de Mozas & Ariza (2011).

Os autores ainda propõem realizar a análise de tendência nos dados de duas formas: a primeira aplicando o teste t de Student baseado nas componentes ( $\Delta x$ ,  $\Delta y$ ) de cada distância analisada (Figura 6.b); ou tendo como base a obtenção da média ponderada das componentes analisadas em relação ao comprimento dos segmentos adjacentes, conforme equação 8.

$$D_i = \frac{\left[ \sum_{k=1}^m (dh_k \cdot (l_k^{k-1} + l_k^{k+1})) \right]_i}{2 \cdot CL_{Ri}} \quad (7)$$

$$\bar{\Delta}_{(x,y)_i} = \frac{\left[ \sum_{k=1}^m (\Delta_{(x,y)} \cdot (l_k^{k-1} + l_k^{k+1})) \right]_i}{2 \cdot CL_{Ri}} \quad (8)$$

em que:

m: número de vértices da linha de referência;

$dh_k$ : distância horizontal mínima entre o vértice k de R para T;

$l_{k-1}$  e  $l_{k+1}$ : comprimento dos segmentos adjacentes ao vértice k em R;

$CL_R$ : comprimento da feição linear de referência;

$\Delta$ : componente analisada ( $\Delta X$  e  $\Delta Y$ ) da distância do vértice k em R para T;

Para a aplicação do método da Influência do Vértice, utilizando o padrão de acurácia posicional brasileiro, utilizaram-se as seguintes etapas:

1. Selecionar uma amostra de  $n$  linhas homólogas de teste ( $L_T$ ) e de referência ( $L_R$ );
2. Calcular o comprimento ( $CL_R$ ) e extrair os vértices de cada linha  $i$  de referência;
3. Calcular a menor distância ( $dh_k$ ) para cada vértice  $k$  da linha referência em relação a qualquer segmento da linha teste.
4. Obter os valores dos comprimentos dos segmentos de retas anteriores ( $l_{k-1}$ ) e posteriores ( $l_{k+1}$ ) aos vértices  $k$  da linha  $i$  de referência;
5. Calcular a discrepância média ( $D$ ) para cada linha  $i$  de referência (equação 7);
6. Para o dado espacial ser classificado de acordo com o Decreto-Lei nº 89.817, verifica-se a independência e normalidade; caso afirmativo, 90% das linhas testadas devem apresentar valores de  $D$  menores ou iguais ao valor do PEC e o RMS da amostra de discrepâncias médias  $D$  tem que ser menor ou igual ao valor do EP, para a classe e escala empregadas no processo de avaliação da acurácia posicional.

#### **4. EXPERIMENTOS E RESULTADOS**

Para a aplicação e posterior comparação dos métodos de avaliação da acurácia posicional baseados no uso de feições lineares e feições pontuais, avaliou-se a acurácia posicional planimétrica de uma ortoimagem Ikonos.

Aplicaram-se os métodos de feição linear da Banda Épsilon (Método das Áreas), Buffer Simples, Buffer Duplo, Distância de Hausdorff e Influência do Vértice utilizando-se a metodologia descrita na seção 3, sendo esta implementada no software ArcGIS (ESRI, 2014) utilizando a ferramenta Model Builder (ver Apêndice). O método de feições pontuais foi utilizado conforme metodologia descrita na seção 2 deste capítulo.

A área de estudo compreendeu parte do município de Viçosa, no estado de Minas Gerais, contendo a sub-bacia do ribeirão São Bartolomeu, que integra a bacia hidrográfica do Rio Doce. Possui uma área de 134 km<sup>2</sup>, delimitada pelas latitudes 20,73° S e 20,84° S, e longitudes 42,82° W a 42,92° W. Tem altitudes variando de 600 a 900 metros, apresentando relevo montanhoso.

A imagem avaliada é proveniente do satélite Ikonos II, produto Geo Ortho Kit pan-sharpened, na qual as imagens multiespectrais (resolução espacial de 4 metros) e a imagem pancromática (resolução espacial de 1 metro) são fusionadas. Após fusão, a imagem Ikonos foi submetida a um processo de ortorretificação, através do software PCI

Geomatics 10, com modelos matemáticos baseados nas transformações racionais polinomiais, com o uso de RPCs (Rational Polynomial Coefficients), sem o emprego de pontos de controle. Na ortorretificação utilizou-se um MDE advindo de dados das cartas topográficas na escala de 1:50.000 do mapeamento sistemático brasileiro.

De posse da ortoimagem a ser avaliada, foram coletadas em campo 14 estradas (totalizando 46,2 km) e 23 pontos de checagem, conforme ilustrado pela Figura 7. Como o Decreto-lei 89.817 / ET-ADGV não define a quantidade de pontos a serem utilizadas em uma avaliação da acurácia posicional, foi adotada a norma americana NSSDA (National Standard for Spatial Data Accuracy) que indica que um mínimo de 20 pontos deve ser utilizado no processo de avaliação (FGDC, 1998). Alguns cuidados foram observados na escolha dos pontos e trechos de estradas, como: evitar locais com obstrução dos sinais dos satélites pela vegetação e/ou edificações; locais com acesso facilitado, por questões de logística; observância do relevo, de modo que os pontos fossem distribuídos pelas baixas, médias e altas altitudes; escolher pontos e trechos de estradas bem distribuídos espacialmente.

Foram utilizados no levantamento de campo receptores GNSS de dupla frequência, tanto para a coleta das estradas quanto dos pontos de checagem. O processamento se deu pelo método relativo estático para os pontos e relativo cinemático para as estradas. A maior linha de base utilizada foi da ordem de 8,5 km. Os pontos e os trechos de rodovias coletados, após o processamento, apresentaram uma precisão posicional planimétrica entre 15 cm e 50 cm, respectivamente.

Em seguida, foi realizado o processo de monorestituição das linhas correspondentes aos trechos de rodovias, e coletadas as coordenadas dos pontos homólogos na ortoimagem, sendo todos estes processos realizados no software ArcGIS (ESRI, 2014). De posse da amostra de coordenadas dos pontos de checagem em campo e seus homólogos na ortoimagem, bem como os trechos de estradas coletados em campo e seus homólogos na ortoimagem, foi possível aplicar os métodos propostos de avaliação da acurácia posicional planimétrica.

De posse das amostras de discrepâncias, obtidas pelos diferentes métodos de feições lineares e por pontos, foram verificadas as independências estatísticas pelo teste do Qui-Quadrado e, não sendo rejeitada a hipótese de independência, aplica-se o teste de normalidade Shapiro-Wilk. Utilizou-se o software R (R Core Team 2014) para a aplicação de tais testes estatísticos.

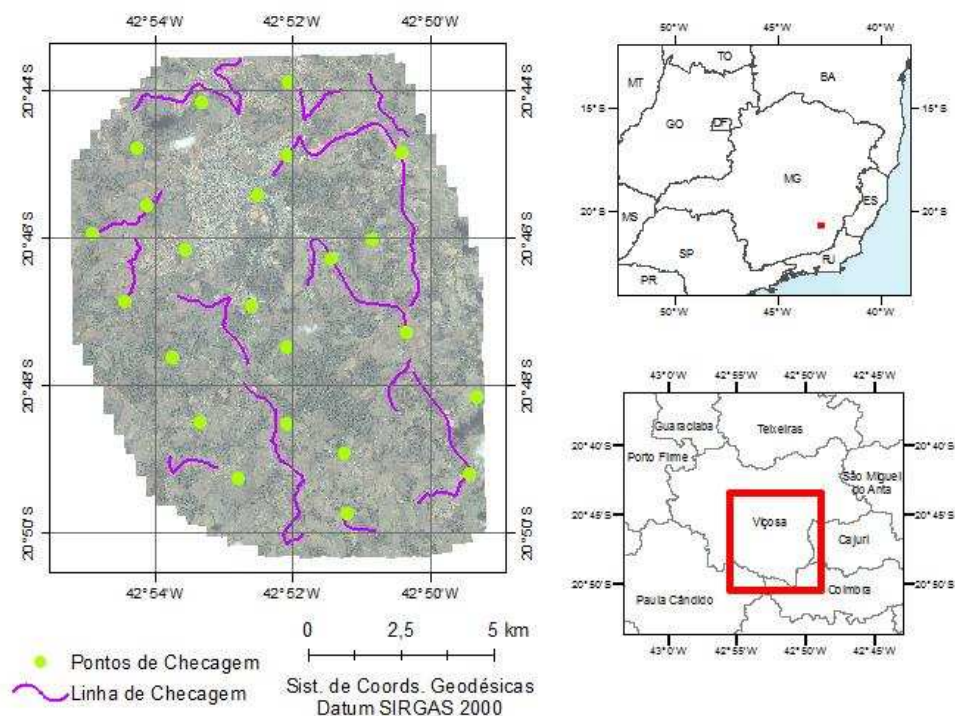


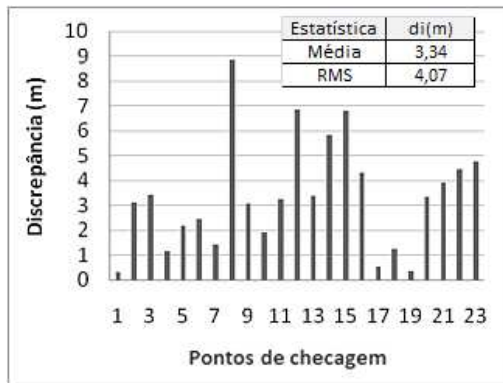
Figura 7 - Pontos e linhas utilizadas no processo de avaliação da acurácia posicional da ortoimagem Ikonos.

Constatada a normalidade da amostra de discrepâncias, fez-se a avaliação da acurácia posicional da imagem Ikonos utilizando os valores de PEC e EP para a escala 1:10.000, conforme apresentado pela Tabela 2. Esta escala foi utilizada baseando-se nos trabalhos de Machado e Silva (2007), Santos et al. (2010) e Santos et al. (2012), os quais sugerem tal escala para geração de produtos cartográficos advindo da utilização de imagens Ikonos ortorretificadas utilizando RPCs, sem pontos de controle.

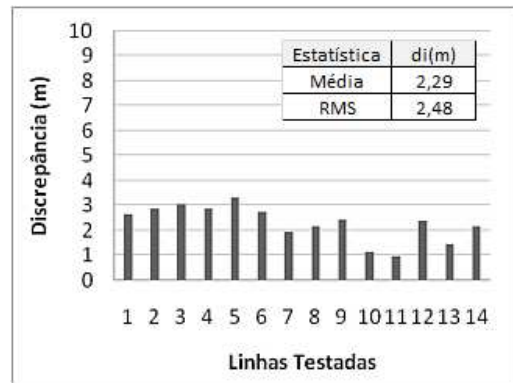
Tabela 2 - Valores para PEC e EP na escala de 1:10.000

Classe PEC	Classe PEC-PCD	Escala 1:10.000	
		PEC	EP
-	A	2,8m	1,7 m
A	B	5 m	3 m
B	C	8 m	5 m
C	D	10 m	6 m

Como resultados da aplicação dos métodos de feições lineares, tem-se a Figura 8 apresentando as discrepâncias observadas pelos métodos: (a) tradicional por pontos; (b) método das Áreas; (c) Buffer Simples – utilizando uma tolerância referente à classe C (PEC-PCD); (d) método do Buffer Duplo – utilizando uma tolerância referente à classe C (PEC-PCD); (e) Distância de Hausdorff e; (f) Influência do Vértice.



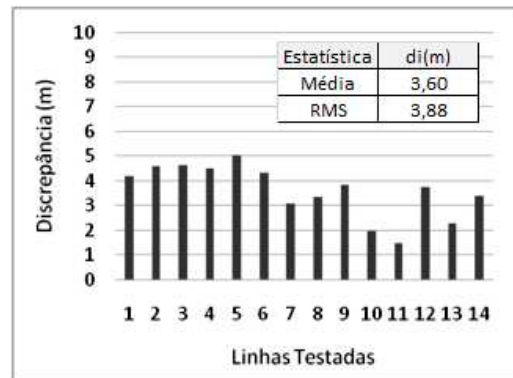
(a) Método por Pontos



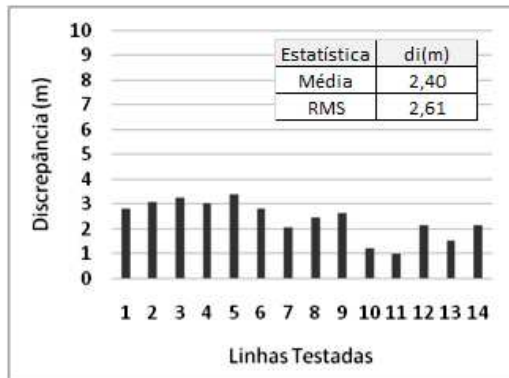
(b) Método das Áreas ( $\epsilon$ -band)



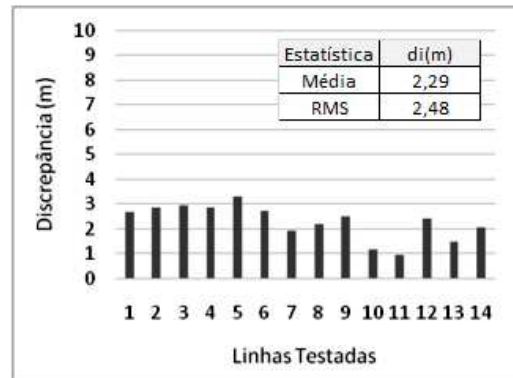
(c) Método Buffer Simples



(d) Método Buffer Duplo



(e) Método Distância de Hausdorff



(f) Método Influência do Vértice

Figura 8 - Gráfico das discrepâncias observadas utilizando o método tradicional por pontos e os métodos de feições lineares.

Em todos os métodos utilizados para avaliação da qualidade posicional, com o uso de feições pontuais e lineares, as amostras de discrepâncias apresentaram o valor de probabilidade do Qui-Quadrado não significativo a 5%, indicando a independência estatística destas amostras. Assim, aplicou-se o teste de normalidade Shapiro-Wilk, que apresentou valor de probabilidade não significativo a 5% para todas as amostras analisadas.

A Tabela 3 apresenta os resultados obtidos a partir da aplicação do método de avaliação de feições pontuais e lineares junto ao padrão de acurácia posicional brasileiro, descrito no Decreto-lei n° 89.817, aliada à ET-ADGV.

Percebe-se que os métodos de feições lineares da Área (Banda Épsilon), Distância de Hausdorff e Influência do Vértice apresentaram resultados similares. Enquadraram-se na Classe B para escala de 1:10.000, com média e RMS das discrepâncias em torno de 2,3 a 2,5 metros, respectivamente.

Tabela 3 - Classificação da acurácia posicional da imagem Ikonos, utilizando como padrão o Decreto-lei n° 89.817 / ET-ADGV para a escala 1:10.000.

<b>Método</b>	<b>Pontos</b>	<b>Met. Área</b>	<b>B. Simples</b>	<b>B. Duplo</b>	<b>D. Hausd.</b>	<b>Inf. Vert.</b>
<b>Classe PEC-PCD</b>	C	B	C	C	B	B

Os métodos do Buffer Duplo e Buffer Simples se mostraram mais rigorosos quando comparados aos demais métodos de feições lineares testados. Ao testar estes dois métodos, utilizando como tamanho do buffer a tolerância do PEC-PCD para a Classe A e B da escala 1:10.000, os mesmos não obtiveram classificação quanto ao Decreto-lei 89.817 / ET-ADGV. Assim, geraram-se outras duas amostras de discrepâncias, para o método do Buffer Simples e Buffer Duplo, a partir da definição do tamanho do buffer como sendo a tolerância do PEC-PCD para a Classe C da escala 1:10.000. Ao avaliar a acurácia posicional destas novas amostras de discrepâncias, ambos os métodos enquadraram-se na Classe C para a escala 1:10.000. O Buffer Duplo apresentou média e RMS das discrepâncias em torno de 3,6 e 3,9 metros.

O método tradicional que utiliza pontos foi classificado como Classe C, apresentando discrepâncias médias de 3,3 metros e RMS em torno de 4 metros. As maiores discrepâncias foram verificadas nos pontos 8, 12, 14 e 15, variando de 5,8 a 8,8 metros. Apesar destes pontos apresentarem altos valores de discrepâncias quando comparados aos outros pontos de checagem, os mesmos não se caracterizam como outliers. Santos (2010), baseado em Nero (2005), sugere utilizar o limite de  $3*EP$ , para a classe A do Decreto-lei 89.817 (Classe B do PEC-PCD) da escala testada, para detectar outliers.

Os métodos de feições lineares apresentaram valores de discrepância mais homogêneos quando comparados ao método tradicional por pontos, da ordem de 2 a 4 metros.

Pode-se perceber que ao analisar a média e o RMS das discrepâncias entre os métodos aplicados, o método de feição pontual se mostrou similar ao método de feição

linear do Buffer Duplo, apresentando valores da ordem de 3,5 e 4 metros, respectivamente.

Assim, pode-se considerar, diante dos resultados dos métodos utilizados neste trabalho, que o método por pontos, o Buffer Duplo e o Buffer Simples são mais rigorosos que os demais para detecção de discrepâncias posicionais no produto avaliado. Desta forma, o método tradicional por pontos, onde a discrepância é obtida pela resultante posicional entre as coordenadas do ponto teste e as coordenadas do ponto de referência se mostrou uma das formas mais fidedignas de se verificar as discrepâncias de um produto cartográfico. Os métodos de feições lineares, em sua grande maioria, obtêm um valor de discrepância média baseado nas diferenças entre as linhas homólogas ou entre os vértices das mesmas. Desta forma, pode-se ter uma linha que apresente uma discrepância média de valor razoável, mas que em algum trecho desta, apresente uma diferença significativa. No método tradicional por pontos, caso exista algum ponto de checagem com valor alto de discrepância, este poderá influenciar as estatísticas da amostra de checagem, mostrando que o produto tem alguma inconsistência. Já em alguns métodos de feições lineares (como a Distância de Hausdorff e Influência do Vértice), a ocorrência de uma diferença significativa em um trecho de alguma linha é minimizada devido ao cálculo da discrepância média considerar toda a linha ou todos os vértices da linha. A aplicação dos métodos de feições lineares, de um modo geral, pode ser eficiente quando: (i) os pontos de checagem não possuem uma boa distribuição espacial na região de estudo e; (ii) quando se utiliza de um processo automatizado, onde a identificação e extração de feições lineares são mais fáceis de serem implementadas em relação às feições pontuais.

## **5. CONCLUSÃO**

Este capítulo buscou apresentar o potencial e a viabilidade de utilização de métodos de avaliação da acurácia posicional em dados espaciais que utilizam feições lineares tendo por base o padrão de acurácia posicional brasileiro, definido pelo Decreto-lei n° 89.817/ET-ADGV. Os métodos utilizados são relativamente de simples implementação, em um ambiente de Sistema de Informações Geográficas, sendo mais uma alternativa para o Controle de Qualidade de bases cartográficas.

De um modo geral, os resultados da avaliação da ortoimagem Ikonos apresentaram classificações, quanto ao Decreto-lei n° 89.817 / ET-ADGV, similares na aplicação dos métodos da Banda Épsilon, Distância de Hausdorff, Influência do Vértice.

Para a ortoimagem Ikonos, o uso destes métodos apresentou classificação B para a escala de 1:10.000.

Já os métodos de feição linear Buffer Simples e Buffer Duplo mostraram classificação similar ao método tradicional por pontos na avaliação da ortoimagem, obtendo classificação planimétrica Classe C para a escala de 1:10.000.

Assim, recomenda-se a utilização do método Buffer Duplo ao se fazer o uso de feições lineares para realizar o controle de qualidade em dados espaciais, já que os resultados foram similares ao método tradicional por pontos, tanto na classificação da acurácia posicional quanto nas estatísticas descritivas das discrepâncias resultantes de cada método.

Apesar do método do Buffer Simples ter apresentado resultado similar ao Buffer Duplo, este último pode ser considerado mais robusto, devido ao fato de gerar uma medida de discrepância, as quais pode-se investigar a presença de outliers e tendências nos dados.

Como dificuldade encontrada neste trabalho pode-se citar a coleta em campo de trechos de estradas via receptores GNSS, já que grande parte destas consistia de estradas vicinais, na qual apresentavam, em vários locais, vegetações que obstruíam o sinal GNSS, e conseqüentemente, a perda do mapeamento deste trecho de estrada.

Neste trabalho foram consideradas equivalentes as métricas dos métodos de feições lineares e pontuais. Assim, recomenda-se, para trabalhos futuros, uma investigação sobre a equivalência ou não destas métricas, bem como verificar se a presença de irregularidades locais nas linhas afeta classificação da acurácia posicional para cada um dos métodos testados.

Sugere-se a pesquisa da integração dos padrões de acurácia posicional do Decreto-lei nº 89.817 / ET-ADGV aos métodos de feições lineares que se encaixam no grupo de faixa de incerteza que utilizam uma abordagem estocástica (Banda Genérica e o Modelo de Erros Estatístico por Simulação).

Por fim, para automatizar o processo de correspondência entre o conjunto de feições lineares de teste e de referência, recomenda-se o uso de métodos não-rígidos de correspondência de linhas como o ICL (Iterative Closest Line).

## **REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS**

Abbas, I. 1994. "Base de Données Vectorielles et Erreur Cartographique. Problèmes Posés Par Le Controle Ponctuel. Une Méthode Alternative Fondée Sur La Distance de Hausdorff: Le Controle Linéaire." Paris, France: Université Denis-Diderot.

- Ariza, Francisco Javier López. 2002. "Calidad En La Producción Cartográfica." Ra-Ma.
- Ariza, Francisco Javier López, and Antonio T. Calvache Mozas. 2005. "Methodology for the Development of a Sampling Recommendation When Using Linear Elements for Positional Quality Control." In *International Cartographic Conference*. La Coruña, Spain.
- . 2011. "Comparison of Four Line-Based Positional Assessment Methods by Means of Synthetic Data." *GeoInformatica* 16 (2): 221–43. doi:10.1007/s10707-011-0130-y.
- Atkinson, Alan D. J., and Francisco Javier López Ariza. 2002. "Nuevo Enfoque Para El Análisis de La Calidad Posicional En Cartografía Mediante Estudios Basados En La Geometría Lineal." In *XIV Congreso Internacional de Ingeniería Gráfica*. Santander, Spain.
- Blakemore, M. 1984. "Generalization and Error in Spatial Databases." *Cartographica* 21: 131–39.
- BRASIL. 1984. Decreto N° 89.817 de 20 de Junho de 1984. Normas Técnicas Da Cartografia Nacional. Brazil. [http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/decreto/1980-1989/D89817.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto/1980-1989/D89817.htm).
- DSG. 2011. Especificação Técnica Para a Aquisição de Dados Geoespaciais Vetoriais (ET-ADGV). Brasil. [http://www.geoportal.eb.mil.br/images/PDF/ET\\_ADGV\\_Vs\\_2\\_1\\_3.pdf](http://www.geoportal.eb.mil.br/images/PDF/ET_ADGV_Vs_2_1_3.pdf).
- ESRI. ArcGIS, 2014.
- FGDC. 1998. *Geospatial Positioning Accuracy Standards Part 3 : National Standard for Spatial Data Accuracy*. World. <http://www.fgdc.gov/standards/projects/FGDC-standards-projects/accuracy/part3/chapter3>.
- Galo, Maurício, and Paulo O. Camargo. 1994. "O Uso Do GPS No Controle de Qualidade de Cartas." In *1º Congresso Brasileiro de Cadastro Técnico Multifinalitário*. Florianópolis, Brazil.
- Galo, Mauricio, Aluir Porfirio Dal Poz, and France Michel Ferreira. 2001. "O Uso De Feições No Controle De Qualidade Em Cartografia." In *XIX Congresso Brasileiro de Cartografia*. Porto Alegre, Brazil.
- Goodchild, Michael F. 2010. "Foreword." In *Principles of Modeling Uncertainties in Spatial Data and Spatial Analyses*. CRC Press.
- Goodchild, Michael F., and Gary J. Hunter. 1997. "A Simple Positional Accuracy Measure for Linear Features." *International Journal of Geographical Information Science* 11 (3). Taylor & Francis: 299–306. doi:10.1080/136588197242419.
- Habib, A., M. Morgan, E. M. Kim, and R. Cheng. 2004. "Linear Features in Photogrammetric Activities." In *International Archives of the Photogrammetry, Remote Sensing and Spatial Information Sciences*, 35:610–15. Istanbul, Turkey.
- Heipke, C, H Mayer, C Wiedemann, and O Jamet. 1997. "Evaluation of Automatic Road Extraction." *International Archives of Photogrammetry and Remote Sensing*, 47–56. doi:10.1.1.30.7686.
- Lugnani, João Bosco. 1986. "Estimativa de Qualidade de Feições Digitalizadas – Um Novo Método." *Revista Brasileira de Cartografia* 39.
- Lunardi, Omar Antônio, Alex De Lima Teodoro Da Penha, and Rodrigo Wanderley De Cerqueira. 2012. "O Exército Brasileiro E Os Padrões De Dados Geoespaciais Para a Inde." In *IV Simpósio Brasileiro de Ciências Geodésicas E Tecnologias Da Geoinformação Recife*, 1–8. Recife, Brazil.

- Machado e Silva, Antonio. J. F. 2007. "O Uso de Polinômios Racionais Na Ortorectificação de Imagens de Satélite." In XIII Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto. Florianópolis, Brazil.
- Masry, S. E., J. R. R. Gauthier, and Y. C. Lee. 1980. "Accuracy and Time Comparisons of Digital Maps." In International Society of Photogrammetry. Hamburg.
- Mood, Alexander MacFarlane, Franklin A. Graybill, and Duane C. Boes. 1974. Introduction to the Theory of Statistics. McGraw-Hill International.
- Mozas, Antonio T, and Francisco J Ariza. 2010. "Methodology for Positional Quality Control in Cartography Using Linear Features." Cartographic Journal. doi:10.1179/000870410X12825500202931.
- Mozas, Antonio T., and Francisco J. Ariza. 2011. "New Method for Positional Quality Control in Cartography Based on Lines. A Comparative Study of Methodologies." International Journal of Geographical Information Science 25 (10). Taylor & Francis: 1681–95. doi:10.1080/13658816.2010.545063.
- Mozas, Antonio T. Calvache. 2007. "Control de La Calidad Posicional En Cartografia Por Elementos Lineales." Jaén: Universidad de Jaén, Spain.
- Nero, Marcelo Antônio. 2005. "Propostas Para O Controle de Qualidade de Bases Cartográficas Com Ênfase Na Componente Posicional." São Paulo, Brazil: Escola Politécnica da USP, Brazil.
- Nogueira Júnior, João Bosco. 2003. "Controle de Qualidade de Produtos Cartográficos: Uma Proposta Metodológica." Presidente Prudente, Brazil: Faculdade de Ciências e Tecnologia - UNESP, Brazil.
- Pereira, T. A. J., and M. A. Nero. 2012. "Análises de Normas de Controle de Qualidade Cartográfica Ao Redor Do Mundo: Exemplos Atuais de Alguns Países." In IV Simpósio Brasileiro de Ciências Geodésicas E Tecnologias Da Geoinformação. Recife, Brazil.
- Perkal, Julian. 1966. "On the Length of Empirical Curves." Michigan Inter-University Community of Mathematical Geographers 10: 17–20.
- R Core Team. 2014. "R: A Language and Environment for Statistical Computing." R Foundation for Statistical Computing.
- Santos, Afonso Paula. 2010. "Avaliação Da Acurácia Posicional Em Dados Espaciais Com O Uso de Estatística Espacial." Viçosa, Brazil: Universidade Federal de Viçosa.
- Santos, Afonso Paula, Ítalo Oliveira Ferreira, Nilcilene Graças Medeiros, Dalto Domingos Rodrigues, and Joel Gripp Junior. 2012. "Avaliação Da Acurácia Posicional Em Imagens Ikonos Ortorectificadas Com O Uso de RPCs Aliado a Pontos de Controle." In IV Simpósio Brasileiro de Ciências Geodésicas E Tecnologias Da Geoinformação. Recife, Brazil.
- Santos, Afonso Paula, Leila Freitas Oliveira, Wellington Donizete Guimarães, and Carlos Antônio Oliveira Vieira. 2010. "Avaliação Da Acurácia Planimétrica de Imagens Ikonos Ortorectificadas Com Diferentes MDEs." In XXIV Congresso Brasileiro de Cartografia. Aracaju, Brazil.
- Shi, W. 2010. Principles of Modeling Uncertainties in Spatial Data and Spatial Analyses. CRC Press.
- Tong, Xiaohua, Tong Sun, Junyi Fan, Michael F Goodchild, and Wenzhong Shi. 2013. "A Statistical Simulation Model for Positional Error of Line Features in Geographic Information

Systems (GIS).” *International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation* 21 (0): 136–48. doi:<http://dx.doi.org/10.1016/j.jag.2012.08.004>.

Tveite, Havard, and S. Langaas. 1999. “An Accuracy Assessment Method for Geographical Line Data Sets Based on Buffering.” *International Journal of Geographical Information Science* 13 (1). Taylor & Francis Group: 27–47. doi:10.1080/136588199241445.

Vieira, Carlos Antônio Oliveira, Paul M. Mather, and Paulo A. F. Borges. 2002. “Assessing the Positional Accuracy of Remotely Sensed Products.” In *5th International Symposium on Spatial Accuracy Assessment in Natural Resources and Environmental Sciences*. Melbourne, Australia.

## **CAPÍTULO 2. AVALIAÇÃO DA ACURÁCIA POSICIONAL PLANIMÉTRICA EM MODELOS DIGITAIS DE SUPERFÍCIE COM O USO DE FEIÇÕES LINEARES**

### **Resumo:**

Atualmente, tem-se aumentado a preocupação com a avaliação da acurácia posicional em dados espaciais, principalmente em dados com informações altimétricas. Contudo, a maioria dos estudos avaliam apenas a componente altimétrica, desconsiderando a acurácia posicional planimétrica. Assim, este trabalho tem como objetivo avaliar a acurácia posicional planimétrica dos principais MDSs disponíveis gratuitamente para o Brasil, como os modelos SRTM (banda C e X), Aster GDEM versão 2 e TOPODATA. Para a avaliação da acurácia posicional planimétrica dos MDSs, fez-se a extração de feições características do terreno como linhas de cumeadas e linhas de hidrografia numérica. Em seguida, de posse destas feições lineares, aplicou-se o método do Buffer Duplo para avaliar a acurácia posicional planimétrica de acordo com o padrão definido no Decreto-lei nº 89.817. Para a comparação destes modelos, utilizou-se como referência um MDS, na escala de 1:25.000, obtido do sensor ALOS/PRISM. Os resultados da avaliação posicional planimétrica apresentaram classe B na escala 1:100.000 para os MDSs SRTM-X e Aster GDEM; para os MDSs TOPODATA e SRTM-C, as classificações obtidas foram Classe A e Classe B na escala de 1:250.000, respectivamente.

### **1. INTRODUÇÃO**

Nos últimos tempos, tem-se observado um significativo aumento de sensores de mapeamento com a finalidade de permitir a extração de informações tridimensionais (CRUZ et al., 2012). Assim como os sensores, a disponibilidade de hardwares e softwares cada vez mais robustos ocasiona uma facilidade na geração de produtos cartográficos, principalmente para a concepção de Modelos Digitais de Elevação (MDE) e de Superfície (MDS).

Atualmente, na produção cartográfica em escalas médias e grandes de mapeamento, MDEs/MDSs são produzidos principalmente por Aerofotogrametria Digital e LiDAR (HÖHLE e HÖHLE, 2009). Ambos os métodos são eficientes e acurados, obtendo uma alta densidade de pontos planialtimétricos. Quando se utilizam escalas de mapeamento pequenas, uma facilidade é a utilização de MDS disponíveis gratuitamente de forma global ou regional, como o SRTM, ASTER GDEM e o Topodata.

Sabe-se que a avaliação da acurácia posicional tridimensional de dados espaciais pode ser realizada pelo menos segundo dois modos diferentes (LI et al., 2005): (i) avaliar a acurácia posicional planimétrica e altimétrica separadamente e; (ii) utilizar uma medida única que avalie simultaneamente a acurácia planimétrica e altimétrica.

No controle de qualidade posicional de MDE/MDS, a avaliação da acurácia posicional planimétrica, geralmente, é negligenciada pela comunidade científica e profissional, sendo realizada apenas a avaliação da qualidade altimétrica isoladamente. De acordo com Höhle e Pedersen (2010), erros planimétricos de maior magnitude podem propagar e gerar erros altimétricos em áreas inclinadas. Ainda segundo os autores, métodos de levantamentos com sistemas de varredura a laser (LiDAR) apresentam discrepâncias posicionais planimétricas maiores do que as discrepâncias altimétricas.

São escassos os trabalhos de avaliação da acurácia posicional planimétrica em MDE/MDS, em formato matricial, de pequena e média escala.. A maior parte dos trabalhos nesta área utiliza dados LiDAR e normalmente são realizados em áreas urbanas com grande nível de detalhamento do MDS. Geralmente a análise da acurácia planimétrica é baseada nas discrepâncias das cumeeiras presentes em telhados de edificações. Maas (2002) obteve discrepâncias planimétricas por meio de uma correlação entre faixas de elevações sobrepostas; Vosselman (2008) comparou as distâncias entre as cumeeiras de telhados; Höhle e Pedersen (2010) obtiveram discrepâncias posicionais entre pontos de cumeeira de dados LiDAR, através de interseções de planos dos telhados, com pontos homólogos obtidos por Fotogrametria Digital; Dresch e Santos (2014) propuseram um método que emprega simultaneamente superfícies planas, linhas retas e pontos para obtenção dos parâmetros de rotação e translação entre faixas adjacentes, fazendo uma avaliação da acurácia planialtimétrica interna do levantamento LiDAR.

Pfeifer e Santos (2004) propõe a avaliação planimétrica de um MDS utilizando outro modelo sabidamente mais acurado, através de algoritmos de correspondência de imagens, utilizando o método dos mínimos quadrados. Porém, este método apresenta algumas limitações, já que se assume que não há diferenças de rotações e escalas entre os modelos, além de existir alguns casos na qual a matriz design do método dos mínimos quadrados pode ser singular.

Tachikawa et al. (2011) avaliaram a acurácia planimétrica de um MDS tomando como base um outro MDS de referência. Os autores reamostraram os MDSs para compartilharem da mesma resolução espacial e, após, estimaram as discrepâncias horizontais realizando um deslocamento do MDS avaliado nas direções X e Y sobre MDS de referência. Após, computou-se o desvio padrão das diferenças de altitude em cada deslocamento feito. Os deslocamentos X e Y associados ao menor valor de desvio-padrão foram expressos como a discrepância horizontal do MDS avaliado.

Nas últimas décadas, tem-se investigado a utilização de feições lineares no controle de qualidade posicional cartográfica, sendo desenvolvidos diversos métodos para avaliação da acurácia posicional, conforme apresentado no Capítulo 1 deste trabalho.

Como já foi dito, os métodos de avaliação da acurácia posicional com o uso de feições lineares consideram a comparação entre linhas homólogas dos dados de teste em relação aos dados de referência. Esta comparação analisa a razão entre comprimentos e quantidade de vértices, angularidade, razão de segmentos curvilíneos, distância entre os vértices, percentual de inclusão em uma área de influência, etc.

Escassos trabalhos utilizaram métodos de feições lineares para a avaliação da acurácia planimétrica em MDE/MDS, podendo ser citados os trabalhos de Reinoso (2011) e Mozas et al. (2013). Reinoso (2011) propõe avaliar a acurácia posicional planimétrica de um MDS utilizando a comparação de curvas de nível homólogas em outro MDS mais acurado. Mozas et al. (2013) obtém uma estimativa da acurácia planimétrica em MDS utilizando métodos de feições lineares em linhas de inclinação máxima entre duas curvas de nível.

De acordo com a fórmula de Koppe, as discrepâncias horizontais e verticais aumentam proporcionalmente à medida que a inclinação do terreno aumenta (MOZAS et al., 2013). Assim, a abordagem de linhas de cumeadas e linhas de hidrografia para análise planimétrica de um MDS (ao invés de curvas de nível) pode ser mais eficiente, já que em uma única feição linear, normalmente, abrange diferentes altitudes e, conseqüentemente, diferentes níveis de inclinação do terreno.

Segundo Höhle e Höhle (2009), a quantidade de dados de elevação gerados pelos métodos atuais é enorme, enquanto que a avaliação da acurácia posicional é feita com poucos pontos de checagem, já que é bastante trabalhoso e oneroso obtê-los. Entretanto, deve-se ter uma amostra de checagem grande o suficiente para garantir uma avaliação confiável. Assim, o uso de feições lineares para a avaliação da acurácia posicional pode ser atrativo, visto que com poucas feições lineares pode-se obter uma quantidade de informação e abrangência espacial similar quando se tem uma grande quantidade de pontos de checagem.

Diante do exposto, o objetivo deste trabalho é propor uma metodologia para avaliar a acurácia posicional planimétrica de Modelos Digitais de Superfície (MDS) com a utilização de feições lineares morfológicas do terreno, como linhas de cristas (cumeada) e talwegues (hidrografia numérica) ao invés da utilização de curvas de nível. Especificamente, avaliou-se a acurácia posicional planimétrica dos MDSs SRTM (banda C e X), Aster GDEM versão 2 e Topodata, aplicando o método Buffer Duplo.

## 2. MODELOS DIGITAIS DE SUPERFÍCIES

Segundo Oliveira (2011), a partir do conceito de Modelos Digitais de Terrenos (MDT) exposto por Miller e Laflamme na década de 1950, diversos outros termos surgiram, como: Modelo Digital de Elevação (MDE); Modelo Digital de Altura (MDA); Modelo Digital da Superfície do Terreno (MDST); entre outros. Ainda segundo a autora, estes diversos termos se originaram devido às diferentes interpretações do vocábulo “terreno” dentro da área da Geociência. Na prática, estes termos são utilizados como sinônimos, embora, normalmente se refiram a diferentes produtos, em função da particularidade de cada um deles.

Neste trabalho, adotou-se a definição de modelo digital do terreno (MDT), modelo digital de elevação (MDE) e modelo digital de superfície (MDS) de acordo com as definições propostas por Li et al. (2005):

- **MDT**: “Um MDT é um conjunto ordenado de pontos amostrais que representam a distribuição espacial de vários tipos de informação sobre o terreno”. A expressão matemática de um MDT pode ser dada em função das coordenadas planimétricas ( $X_p$ ,  $Y_p$ ) de um ponto  $p$ , com o seu atributo  $K$  que representa alguma informação sobre o terreno no ponto  $p$  (Equação 1).

$$K = f(X_p, Y_p) \quad (1)$$

Percebe-se que o termo MDT é genérico, sendo utilizado para diversos atributos do terreno, como inclinação, temperatura, pluviosidade, geologia, entre outros.

- O termo **MDE** é caracterizado como uma particularização do MDT, em que o atributo  $K$  representa a altitude do terreno. É um modelo que representa a superfície do terreno imersa ou emersa sem cobertura vegetal ou edificações;
- Já o termo **MDS** é utilizado para modelos que consideram as elevações do terreno e de qualquer objeto acima dele, como edificações e cobertura vegetal.

### 2.1 Principais MDSs disponíveis

Atualmente encontram-se disponíveis diversos MDSs com abrangência global ou regional, proporcionando uma diversidade de aplicações. Exemplos destes modelos são:

SRTM (Shuttle Radar Topographic Mission): missão realizada em conjunto pela agência espacial norte-americana (NASA), o Departamento de Defesa dos Estados Unidos da América, representado pela National Geospatial-Intelligence Agency (NGA), a Agência Espacial Alemã (DLR) e Agência Espacial Italiana (ASI), durante o mês de

fevereiro de 2000. O objetivo da missão SRTM era adquirir um MDE entre as latitudes 60°N a 56°S cobrindo, assim, 80% da superfície continental do globo terrestre. Para realização de tal levantamento, foram utilizados dois radares de abertura sintética (SAR) por interferometria (InSAR): um dos sistemas continha a banda X, com resolução espacial de 1 segundo de arco (~30m no equador); o outro contendo a banda C, dispondo de uma resolução de 3 segundos de arco (~90m no equador), sendo ambos os sistemas referenciados ao sistema geodésico WGS84 e ao modelo geoidal EGM96, para a representação da altitude ortométrica. De forma geral, o SRTM possui uma acurácia vertical absoluta de cerca de 16 metros para a banda C e de 6 metros para a banda X, a acurácia planimétrica absoluta é da ordem de 20 metros na banda C, utilizando um nível de confiança de 90%, de acordo com a National Map Accuracy Standard (NMAS) (FARR et al., 2007).

ASTER GDEM (Advanced Spaceborne Thermal Emission and Reflection Radiometer - Global Digital Elevation Model): o ASTER GDEM foi concebido através de uma parceria entre o Ministério de Economia, Industria e Comércio do Japão (METI) e a Agência Espacial Norte-Americana (NASA). Para gerar um MDS que englobasse 99% da área continental do planeta, latitude 83°N a 83°S, utilizaram-se imagens estereoscópicas obtidas do sensor ASTER presente no satélite TERRA entre os anos de 2000 a 2010. O MDS gerado apresenta resolução espacial de 1 segundo de arco (~30m no equador), está referenciado ao sistema geodésico WGS84 e associado ao modelo geoidal EGM96. O modelo GDEM, versão 2, possui uma acurácia planimétrica absoluta da ordem de 6 metros e uma acurácia vertical absoluta de cerca de 12 metros (TACHIKAWA et al., 2011).

TOPODATA: este projeto consistiu em uma derivação do modelo SRTM, refinando a resolução espacial de 3 arco de segundos para 1 arco de segundo, a partir da interpolação por Krigagem e, após, realizando várias derivações geomorfológicas. Não se deve esperar que o refinamento apresente uma melhora na qualidade posicional, mas sim favorecer uma melhor percepção de feições relativamente detalhadas (VALERIANO, 2008). Entretanto, Miceli et al. (2011) realizaram a avaliação da acurácia altimétrica dos modelos SRTM banda C, ASTER versão 1 e TOPODATA na região amazônica e em Petrópolis-RJ, obtendo como resultado uma melhor acurácia vertical do TOPODATA em relação aos outros modelos.

## 2.2 O problema da avaliação da acurácia posicional em MDS

Segundo Ariza et al. (2004), há basicamente duas maneiras de estudar a acurácia posicional em uma base cartográfica: através da análise do processo de produção e pela avaliação do produto.

A acurácia posicional pelo processo é uma forma que consiste em estudar toda cadeia produtiva, entendendo e quantificando as discrepâncias em cada operação cartográfica para, ao final, obter-se uma estimativa geral da discrepância da produção cartográfica. Já a segunda forma, acurácia posicional pelo produto, consiste em comparar o produto cartográfico final, mediante testes estatísticos, com uma amostra de dados de referência.

Percebe-se que esta última forma é a mais utilizada para avaliar a qualidade posicional de dados espaciais. As normas e padrões existentes de avaliação da acurácia posicional englobam esta forma estatística, definindo métodos e tolerâncias para avaliar a qualidade posicional dos dados espaciais. Assim, para aplicar testes estatísticos, utiliza-se uma amostra de dados de checagem que pode ser uma amostra de feições pontuais ou uma amostra de feições lineares. Quanto aos componentes posicionais a serem avaliados, estes podem ser altimétricos (Z), bidimensionais ou planimétricos (2D – X e Y) e tridimensionais ou planialtimétricos (3D – X, Y e Z).

A avaliação posicional planimétrica em dados espaciais é bem difundida e tradicional, podendo ser verificada pelos vários métodos existentes que se utilizam de feições pontuais e/ou lineares.

Conforme dito anteriormente, a avaliação da acurácia posicional tridimensional de dados espaciais pode ser realizada, pelo menos, segundo dois modelos diferentes: (1) avaliar a acurácia posicional planimétrica e altimétrica separadamente e; (2) utilizar uma medida única que avalie simultaneamente a acurácia planimétrica e altimétrica.

A Figura 1 apresenta um exemplo tradicional da avaliação de um MDE/MDS. Ao contrário da avaliação de uma base cartográfica ou uma imagem orbital, onde se têm feições cognitivas e homólogas tanto no objeto de avaliação quanto no mundo real, em um MDE/MDS de média ou pequena escala, na maioria das vezes, não há uma feição característica que seja bem definida e de fácil reconhecimento em campo. Portanto, na maioria dos casos, o técnico responsável pela avaliação do MDE/MDS coleta os dados de checagem em locais bem definidos em campo, como o cruzamento de uma estrada ou a quina de um lote, embora não tenha como reconhecer este mesmo ponto em um MDE/MDS. Neste caso, a avaliação (Figura 1.a) é realizada desconsiderando a

componente planimétrica, ou seja, considera-se acurada a planimetria do MDE/MDS, restando apenas a avaliação pontual da altimetria. Assim, tem-se que a localização X e Y do ponto de checagem (círculo) é o mesmo do ponto correspondente no MDE/MDS (estrela); logo, a avaliação da acurácia deste MDE/MDS apenas considera as discrepâncias entre a coordenada Z. Na Figura 1.b é apresentada a avaliação conjunta da planimetria e altimetria no MDE/MDS, ou seja, considera a posição correspondente do ponto de checagem no MDE/MDS, assim obtém-se a medida de acurácia posicional avaliando as componentes planimétrica e altimétrica.

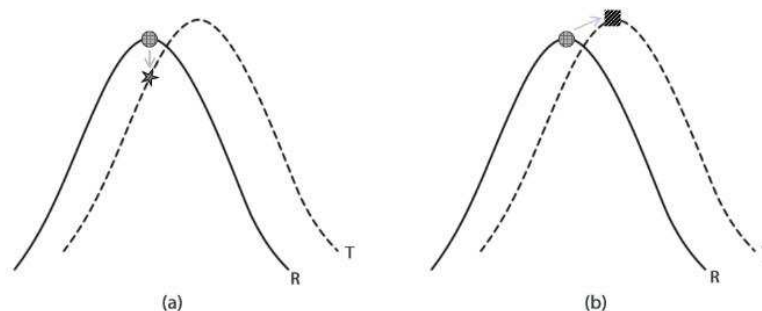


Figura 1 - Avaliação da acurácia posicional de um MDE/MDS. No caso (a) a avaliação da acurácia posicional é realizada apenas verticalmente de modo errôneo, no caso (b) a avaliação da acurácia posicional é realizada considerando a planimetria e altimetria.

### 3. AVALIAÇÃO DA ACURÁCIA POSICIONAL PLANIMÉTRICA EM MDE/MDS COM O USO DE FEIÇÕES LINEARES

Diante do problema exposto no item anterior, sugere-se, para avaliação da acurácia posicional em um MDE/MDS, utilizar feições morfológicas do terreno como linhas de talvegues e cristas, caracterizadas pela rede hidrográfica e pelas linhas de cumeadas, respectivamente.

As linhas de cumeadas do terreno representam as linhas que unem os pontos mais altos de uma sequência de morros e montanhas (Figura 2). A determinação destas linhas de cumeada se caracteriza como sendo o limite da bacia de contribuição de cada segmento de hidrografia. Este segmento pode ser o trecho de hidrografia compreendido da nascente a uma confluência, entre duas confluências ou entre uma confluência e a foz da rede hidrográfica (RIBEIRO et al., 2005).

O termo hidrografia numérica utilizado neste trabalho consiste no conjunto de linhas que definem a drenagem numérica derivada de MDE/MDS. Assim, estas linhas representam os locais preferenciais de escoamento das águas superficiais.

Na metodologia proposta, visa-se a avaliação relativa da acurácia posicional planimétrica de um MDE/MDS. Portanto, é necessário um MDE/MDS de referência, que seja comprovadamente mais acurado que o MDE/MDS a ser testado.

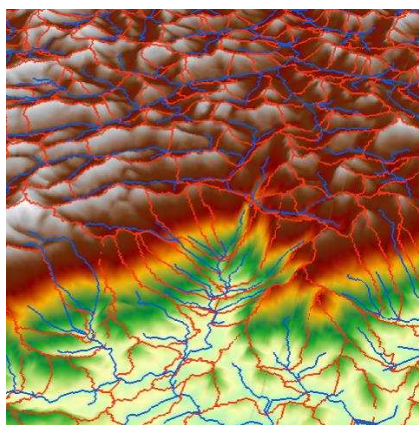


Figura 2 - Visualização das linhas de cumeada (em vermelho) e linhas da hidrografia numérica (em azul) extraídas de um MDS.

Em ambos os modelos, extraem-se a hidrografia numérica e as linhas de cumeada do terreno, conforme procedimento descrito no item 5.3.2 deste capítulo. Após, seleciona-se uma amostra de linhas homólogas (Figura 3) neste conjunto de linhas de hidrografia numérica e linhas de cumeada, em ambos MDE/MDS, de teste e de referência. De posse da amostra de feições lineares homólogas aplicam-se métodos de avaliação da acurácia posicional baseados em feições lineares associado a uma norma ou padrão de acurácia posicional.

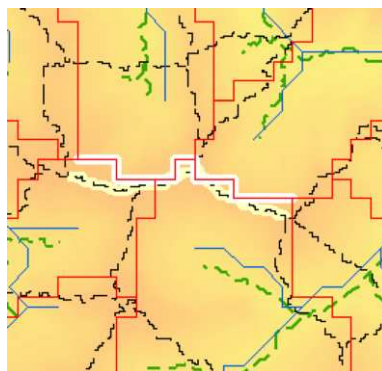


Figura 3 - Linhas homólogas (com fundo em branco e amarelo) utilizadas para avaliação da acurácia posicional planimétrica em MDSs. O MDS de teste apresenta as linhas de cumeadas em vermelho e hidrografia numérica em azul. O MDS de referência apresenta linha de cumeada em preto tracejado e hidrografia numérica em verde tracejado.

Um ponto importante na avaliação de um MDS é comparar as linhas de cumeada e de hidrografia numérica gerada. Se este conjunto de linhas não for coerente, tendo o formato e níveis de detalhes similares com o conjunto de linhas extraídos do MDS de referência, pode-se inferir antecipadamente que o MDS testado não possui uma boa acurácia posicional planimétrica e altimétrica.

Pode-se pensar que a própria extração de linhas de cumeadas e de hidrografia numérica possa inserir erros no processo de avaliação da acurácia posicional. Entretanto, o mesmo procedimento de extração de feições características do terreno é aplicado tanto

ao modelo a ser avaliado quanto ao modelo de referência utilizado no processo de avaliação da acurácia posicional, conforme seção 5.3.2. Assim, caso exista algum erro sistemático no processo de extração destas feições lineares, este mesmo erro será inserido tanto nas linhas de teste quanto nas linhas de referência. Ao calcular as discrepâncias posicionais entre as linhas (que é a base para avaliação da acurácia posicional), este possível erro sistemático não existirá, não afetando, portanto, o processo de avaliação do MDS. Entretanto, pode-se ter outra influência neste processo no que tange às resoluções espaciais dos modelos utilizados. Se os modelos utilizados na avaliação da acurácia posicional apresentarem resolução espacial incompatível com a escala de uso indicada, o processo de conversão raster/vetor das linhas de cumeada e hidrografia numérica pode influenciar o processo de avaliação da acurácia posicional.

Quando se compara esta metodologia proposta com o método utilizado por Tachikawa et al. (2011), percebe-se uma maior eficiência na aplicabilidade da metodologia, já que não é necessário proceder uma reamostragem dos MDS e nem transladar repetidamente um MDS sobre o outro. Quanto aos métodos utilizados na avaliação da acurácia planimétrica em MDS obtidos por LiDAR, esta metodologia pode ser atrativa quando se trabalha em regiões não-urbanas, onde não se têm tantos detalhes de telhados de casas. Já quando se compara com a avaliação baseada no uso de curvas de nível, a abordagem de linhas de cumeadas e linhas de hidrografia pode ser mais interessante, já que em uma única feição abrange diferentes altitudes e conseqüentemente diferentes níveis de inclinação do terreno.

#### **4. CONTROLE DE QUALIDADE POSICIONAL UTILIZANDO FEIÇÕES LINEARES**

No Brasil, para a classificação da acurácia posicional planimétrica de um produto cartográfico utiliza-se o padrão descrito no Decreto-lei 89.817. Para seu enquadramento, deve-se obedecer a duas condições (BRASIL, 1984; SANTOS, 2010; DSG, 2011): (i) 90% dos valores de discrepâncias posicionais devem ser iguais ou inferiores ao valor do PEC em relação à escala e a classe testada e; (ii) o RMS (root mean square) das discrepâncias deve ser igual ou inferior à tolerância EP definido pela norma (Tabela 1).

No Capítulo 1 descreveu-se metodologicamente a aplicação dos métodos de avaliação da acurácia posicional planimétrica através de feições lineares da Banda Épsilon (Método das Áreas), Buffer Simples, Buffer Duplo, Distância de Hausdorff e Influência do Vértice utilizando como padrão o Decreto-lei nº 89.817. Aplicaram-se tais

métodos na avaliação de uma ortoimagem Ikonos, através da comparação de linhas homólogas caracterizadas por estradas vicinais e rodovias. Como resultado, foi constatada a viabilidade de utilização de feições lineares associado ao padrão de acurácia do Decreto-lei 89.817, além de perceberem que o método do Buffer Duplo apresentou resultados similares ao método tradicional de avaliação que utiliza-se de feições pontuais, percebendo que estes são mais rigorosos que os demais.

Tabela 1 - Tolerâncias planimétricas utilizadas no padrão do Decreto-lei 89.817.

Classe	Planimetria		Esc. 1:100.000		Esc. 1:250.000	
	PEC*	EP*	PEC	EP	PEC	EP
A	0,5 mm	0,3 mm	50 m	30 m	125 m	75 m
B	0,8 mm	0,5 mm	80 m	50 m	200 m	125 m
C	1,0 mm	0,6 mm	100 m	60 m	250 m	150 m

\* PEC e EP são tolerâncias do padrão de acurácia descrito pelo Decreto-lei n° 89.817, sendo denominados por Padrão de Exatidão Cartográfica e Erro Padrão, respectivamente.

O método do Buffer Duplo, também chamado de Buffer Overlay Statistics e criado por Tveite e Langaas (1999), consiste em aplicar o modelo da Banda de Erro tanto na linha de referência quanto na linha a ser testada.

O modelo de faixa de incerteza ou Banda de Erro é uma faixa ao redor da posição de referência (tida como a posição mais provável) de uma feição espacial. O modelo da faixa de incerteza consiste em gerar um buffer ao redor do segmento de linha, sendo esta área utilizada para representar a incerteza posicional da feição linear.

Portanto, no método do Buffer Duplo aplica-se um buffer em ambas as linhas, e em seguida é realizada uma interseção entre os polígonos resultantes dos buffers (Figura 4), de modo a obter uma medida de discrepância média (equação 02) entre as feições lineares. Assim, é possível avaliar posicionalmente a acurácia do dado espacial em teste.

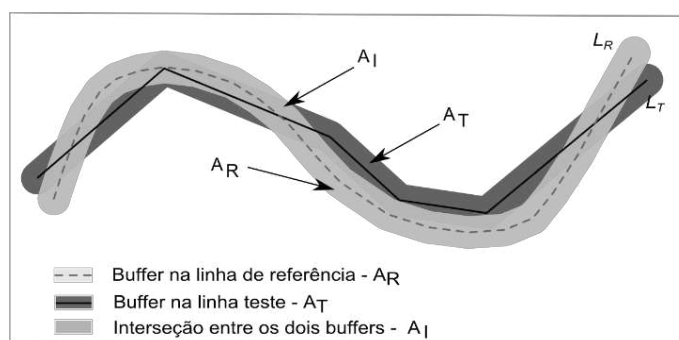


Figura 4 - Método do Buffer Duplo para avaliação da acurácia posicional.

Conforme descrito no Capítulo 1, para a aplicação do Buffer Duplo associado ao Decreto-lei 89.817, utilizam-se as seguintes etapas:

1. Selecionar uma amostra de  $n$  linhas homólogas de teste ( $L_T$ ) e de referência ( $L_R$ );

2. Aplicar um buffer de tamanho  $x$  em cada linha  $i$  da amostra de linhas homólogas de teste e referência. Para o emprego do Decreto-lei nº 89.817, utiliza-se como tamanho do buffer o valor do PEC para a escala e a classe utilizada no processo de avaliação;
3. Calcular a área  $A_T$  gerada pela operação de buffer em cada linha de teste.
4. Fazer uma sobreposição entre os polígonos gerados pelos buffers da linha teste e da linha de referência e calcular o valor de  $A_F$ , referente a área do polígono de referência que não faz interseção ao polígono teste;
5. Calcular a discrepância média ( $dm$ ), para cada linha teste  $i$  (equação 2);

$$dm_i = \pi \cdot x \cdot \frac{(\sum A_F)_i}{A_T_i} \quad (2)$$

6. Para análise do Decreto-lei nº 89.817, sugere-se verificar a normalidade e, se constatada, faz-se a análise se 90 % das linhas testadas apresentam discrepância média ( $dm$ ) menor ou igual ao valor do PEC (da classe e escala utilizados para gerar o buffer  $x$ ), e ainda, o RMS das discrepâncias médias ( $dm$ ) deve ser menor ou igual ao valor do EP (idem ao PEC). Se as duas condições forem satisfeitas, classifica-se o dado espacial de acordo com a classe e a escala trabalhada.

## 5. EXPERIMENTO PRÁTICO

### 5.1 Área de Estudo

A área de estudo deste trabalho está compreendida na região de Viçosa-MG, abrangendo 9 municípios, com seus limites delimitados pelas latitudes 20°45'S e 21°S, e longitudes 42°45'W e 43°W, conforme Figura 5. A região apresenta relevo montanhoso, com altitudes variando de 330 a 970 metros; uma área de cerca de 760 km<sup>2</sup> e; está inserida na divisa entre duas bacias hidrográficas, sendo elas: rio Doce e rio Paraíba do Sul.

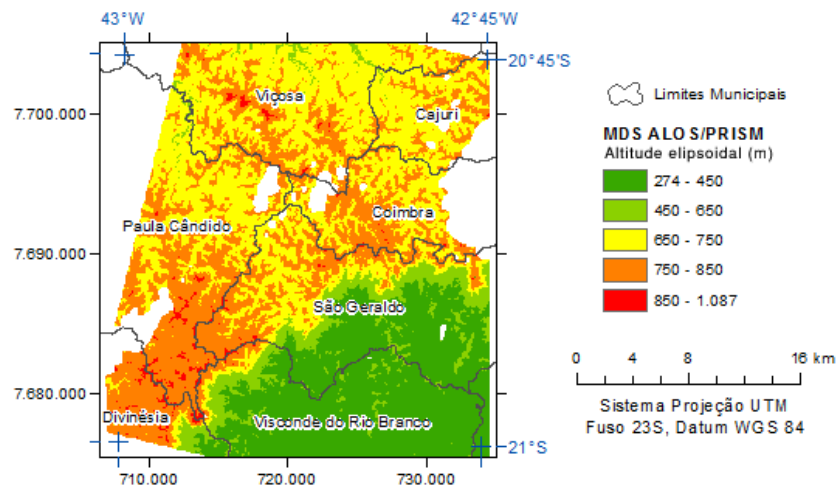


Figura 5 - Área de estudo.

## 5.2 Materiais utilizados

Os materiais utilizados neste trabalho foram:

- Modelo Digital de Superfície SRTM (Shuttle Radar Topographic Mission), banda C, com resolução espacial de 90 metros, versão 4.1, disponibilizado gratuitamente pela CGIAR-CSI (Consultative Group on International Agricultural Research - Consortium for Spatial Information);
- Modelo Digital de Superfície SRTM, banda X com resolução espacial de 30 metros, disponibilizado gratuitamente pela Agência Aeroespacial Alemã DLR (Deutschen Zentrums für Luft- und Raumfahrt);
- Modelo Digital de Superfície ASTER GDEM (Global Digital Elevation System), com resolução espacial de 30 metros, versão 2, disponibilizado gratuitamente pela NASA através do sistema EOSDIS (Earth Observing System Data Information System);
- Modelo Digital de Superfície TOPODATA, com resolução espacial de 30 metros, disponibilizado gratuitamente pela INPE (Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais);
- Modelo Digital de Superfície ALOS/PRISM, com 10 metros de resolução espacial, datum horizontal e vertical WGS84, altitude elipsoidal, com acurácia posicional altimétrica Classe A na escala 1:25.000 (Decreto-lei n° 89.817), obtido do trabalho de EGG (2012). Este mesmo MDS foi utilizado para a ortorretificação da imagem PRISM, sendo obtido a classificação planimétrica Classe A na escala 1:25.000.
- Software ArcGIS10.2, para manipulação dos dados espaciais e aplicação dos métodos testados.

- Software F447, para obtenção da ondulação geoidal no modelo EGM96. Disponibilizado pelas agências norte-americanas NGA e NASA.
- Software R, para inferência estatística da normalidade da amostra de discrepância posicional.

### 5.3 Metodologia

Para a execução deste trabalho, três etapas foram necessárias: (i) pré-processamento dos MDS; (ii) extração de feições lineares dos MDS e; (iii) avaliação da acurácia posicional planimétrica de MDS.

#### 5.3.1 Pré-processamento dos MDS

Esta etapa consistiu da homogeneização dos referenciais espaciais dos MDS testes (SRTM-C, SRTM-X, GDEM e TOPO) e do MDS de referência (ALOS/PRISM). Originalmente, os modelos teste estavam referenciados à altitude ortométrica com modelo geoidal EGM96, enquanto o modelo de referência estava referenciado à altitude elipsoidal.

Para uniformização dos dados, os referenciais altimétricos foram convertidos para altitude elipsoidal. Assim, gerou-se uma malha de pontos com espaçamento de 200m<sup>4</sup> na área de estudo para obtenção da ondulação geoidal pelo modelo EGM96 utilizando o software F447. Após, estes dados foram utilizados para gerar um arquivo matricial, de resolução espacial igual aos modelos testes (30m e 90m), em que cada pixel contém o valor da ondulação geoidal do modelo EGM96. Para a geração do arquivo matricial, foi empregado o interpolador do Vizinho Natural (Natural Neighbor) que utiliza-se de pesos obtidos através das áreas proporcionais dos polígonos de Voronoi (Thiessen) vizinhos ao ponto não-amostrado (SIBSON, 1981). Este interpolador cria uma superfície contínua sem picos, depressões, cristas ou vales.

Conhecendo a ondulação geoidal da região, foram obtidos os MDS em altitude elipsoidal (h) para os modelos GDEM2, SRTM-X, SRTM-C e TOPODATA. Para realizar tal tarefa, fez-se uma operação de adição de imagens: o MDS original, em altitude

---

<sup>4</sup> Espaçamento definido a partir de diversos testes realizados: constatou-se que com uma distância de 200m entre pontos, os modelos geoidais tinham alterações centimétricas no valor da ondulação geoidal para a região de estudo, sendo que valores menores que esta ordem de grandeza não influencia as análises realizadas.

ortométrica (H), foi somado com a imagem da ondulação geoidal (N), conforme equação 3.

$$h = H + N \quad (3)$$

### 5.3.2 Extrações de feições lineares dos MDS

Para a aplicação do método de avaliação da acurácia posicional baseado no uso de feições lineares, utilizou-se da comparação de um conjunto de feições morfológicas do terreno, como linhas de cristas (cumeada) e linhas de talvegue (hidrografia numérica), extraídos dos diferentes MDS utilizados.

Para a extração da hidrografia numérica e linhas de cumeadas nos modelos, aplicou-se o processo apresentado pela Figura 6. O primeiro passo consiste em verificar a consistência do MDE quanto à presença de depressões espúrias, visando obter a direção de fluxo do MDE através do algoritmo das oito direções (D8). Esse algoritmo estima as direções de fluxo para cada célula do MDE com a análise de uma janela móvel de tamanho 3x3, em que se considera a maior inclinação de seus vizinhos (FERNÁNDEZ et al., 2012). De acordo com a direção da célula da qual se resulta a maior inclinação, é atribuído um valor numérico a célula de análise (Figura 7). Portanto, se a imagem proveniente da aplicação da direção de fluxo apresentar mais que oito valores numéricos distintos, constata-se que o modelo não está consistente, existindo a presença de depressões espúrias. Se o modelo apresentar depressões espúrias, faz-se a correção, preenchendo-as de modo que todo o fluxo do modelo consiga escoar à foz de sua bacia hidrográfica.

Em seguida, com o modelo consistente aplica-se novamente o algoritmo para a extração da direção de fluxo. Após, obtém-se o fluxo acumulado para cada célula do modelo; logo, como resultado, será gerada uma imagem onde cada célula terá um número que corresponde à quantidade de células a montante que contribui com todo o escoamento que passa pela célula em análise. Logicamente que para a extração do fluxo acumulado é necessário o uso da direção de fluxo do modelo para a análise de qual célula está a montante ou jusante.

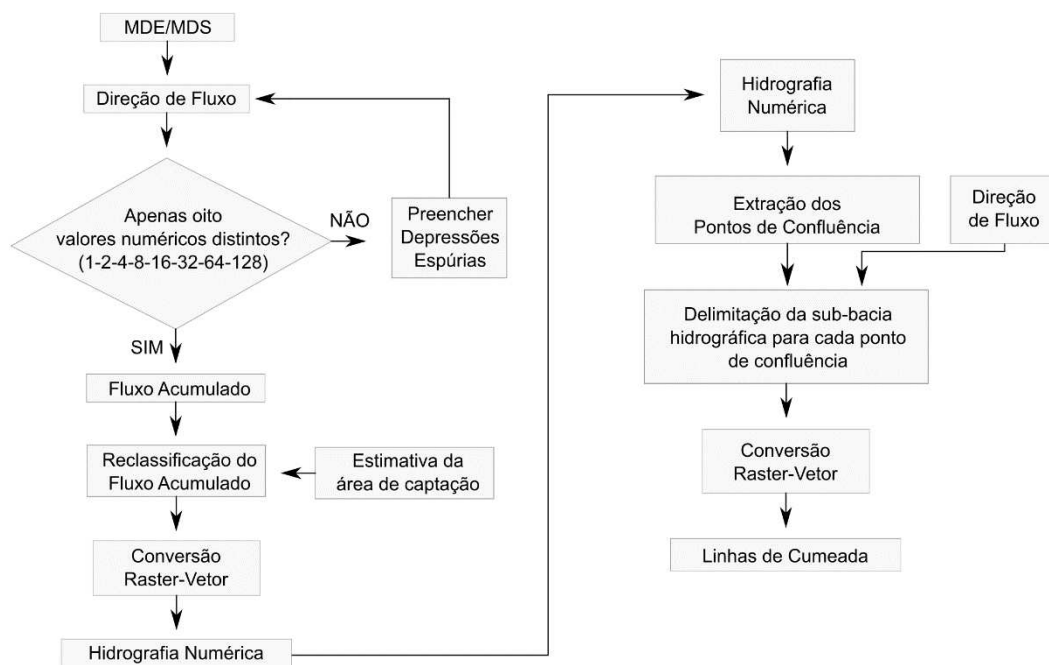


Figura 6 - Processo utilizado para extração da hidrografia numérica e linha de cumeada a partir de um MDS.

Segundo Fernández et al. (2012), o método mais comum para a extração da hidrografia numérica é a estimativa da área de captação. Portanto, realizando uma prévia análise sobre a rede hidrográfica presente na região de estudo, percebeu-se que os cursos d'água começam a ser formados (ou mapeados) em torno de 10ha de área de contribuição. Como os modelos GDEM2, TOPO, SRTM-X e SRTM apresentam resoluções espaciais de 30, 30, 30 e 90 metros respectivamente, para que uma célula nos modelos seja considerada um curso d'água, esta teria que ter valores iguais ou superiores de fluxo acumulado de 112, 112, 112 e 13 células, obtendo uma área de acumulação de pouco mais de 10ha. Feita esta reclassificação e convertendo as células consideradas como cursos d'água para o formato vetorial, sem considerar qualquer processo de simplificação geométrica, obtém-se a hidrografia numérica.

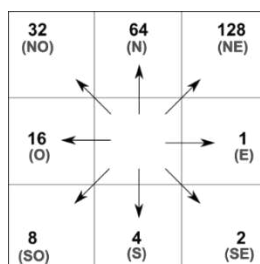


Figura 7 - Método D8 de extração da direção de fluxo.

Para obtenção das linhas de cumeadas, extraem-se os vértices da rede hidrográfica que se caracterizam como pontos de confluência, ou seja, o último vértice de trecho de

hidrografia. Após, calcula-se a bacia de acumulação (sub-bacia hidrográfica) para cada confluência. As delimitações das sub-bacias hidrográficas em formato matricial são convertidas para o formato vetorial em polígonos. A linha de cumeada se caracteriza por ser a linha dos limites dos polígonos da bacia de acumulação obtidas para cada ponto de confluência.

A Figura 8 apresenta as linhas de hidrografia numérica e cumeada extraídas do MDS SRTM-X e ALOS/PRISM.

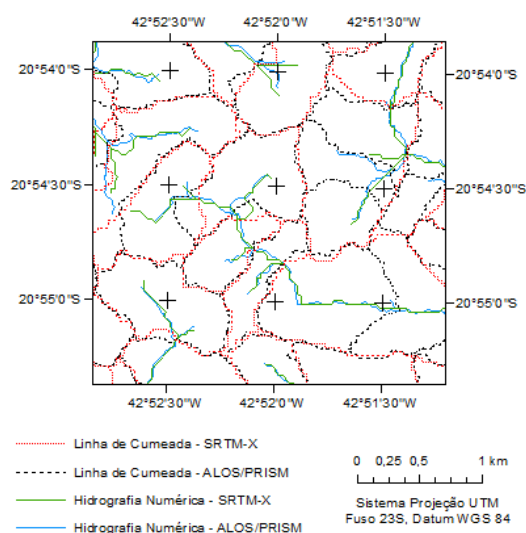


Figura 8 - Hidrografia numérica e linhas de cumeadas extraídas de um MDS.

### 5.3.3 Avaliações da acurácia planimétrica dos MDS

A avaliação da acurácia posicional planimétrica dos MDSs GDEM2, SRTM-C, SRTM-X e TOPODATA utilizou um conjunto de linhas homólogas ao MDS ALOS/PRISM tomado como referência. As escalas de teste foram 1:100.000 e 1:250.000.

De posse das linhas de hidrografias numéricas e linhas de cumeadas em todos os modelos, fez-se uma amostragem estratificada não-aleatória. Por este motivo, a região de estudo foi dividida em quadrantes de 2x2 quilômetros para que em cada quadrante fosse selecionado um trecho de linha de cumeada, e quadrantes de 4x4 quilômetros, para a coleta de linhas de hidrografia numérica.

Para a escolha do trecho a ser selecionado, tanto para hidrografia quanto para linha de cumeada, foram definidas algumas estratégias, como: (1) não conter trecho de nascente, de modo a não influenciar a diferença entre as áreas de acumulação da linha de referência e da linha de teste; (2) conter trechos dispostos entre confluências hidrográficas ou interseções de linhas de cumeadas bem definidas nos modelos, conforme apresentado

na Figura 3; (3) não conter trechos em que houvesse a presença de massas d'água, como rios largos, lagoas e represas; (4) selecionar pequenos e grandes trechos em comprimento.

Ao todo, foram coletadas 136 linhas de cumeadas e 40 linhas de hidrografia numérica homólogas em cada MDS, totalizando 176 linhas (ver Figura 9).

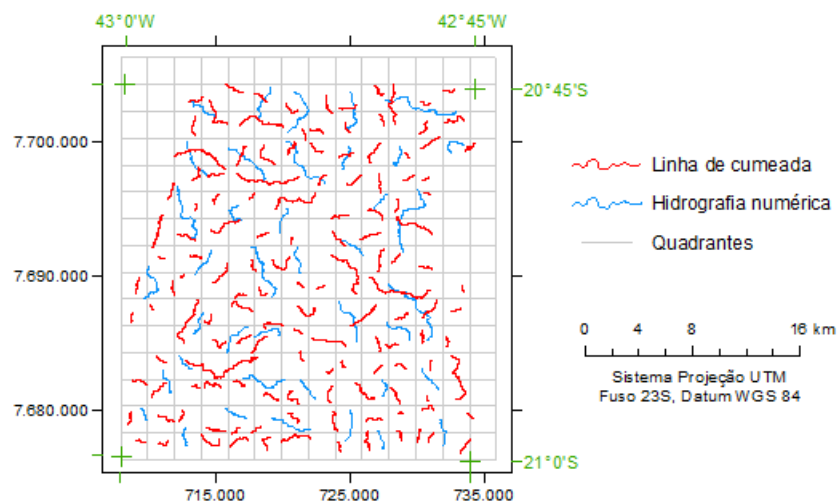


Figura 9 - Feições lineares utilizadas para a avaliação da acurácia posicional planimétrica dos MDSs.

É importante frisar que não há consenso na comunidade científica acerca do número de elementos em uma amostra de checagem utilizada no controle de qualidade cartográfica, principalmente na abordagem por feições lineares, sendo este assunto carente de pesquisas.

De posse do conjunto de linhas homólogas selecionadas nos modelos, aplicou-se o método de avaliação da acurácia posicional Buffer Duplo empregando o padrão de acurácia posicional do Decreto-lei nº 89.817. O método do Buffer Duplo foi implementado no software ArcGIS utilizando a ferramenta Model Builder (ver Apêndice).

Após a utilização do Buffer Duplo, obtém-se uma amostra de discrepâncias posicionais planimétricas. De posse destes dados, foi aplicada a detecção de outliers utilizando o diagrama Boxplot. Este diagrama utiliza as estatísticas descritivas da mediana, primeiro e terceiro quartil (Q1 e Q3). A subtração entre Q3 e Q1 é chamada de interquartil (IQR). Para a detecção de outliers utilizam-se o limiar inferior e superior, que são apresentados pelas equações 4 e 5 (MONTGOMERY e RUNGER, 2002).

$$Limiar_{superior} = Q3 + 1,5.IQR \quad (4)$$

$$Limiar_{inferior} = Q1 - 1,5.IQR \quad (5)$$

Valores de discrepâncias posicionais acima de Q3 somados à multiplicação da constante 1,5 pelo IQR; e valores abaixo do Q1 subtraídos da multiplicação da constante 1,5 pelo IQR são considerados outliers e devem ser investigados. Se esta verificação não descobrir quaisquer erros de manipulação ou seleção das linhas homólogas, estas feições devem ser retiradas da análise de acurácia posicional. Caso seja verificado algum erro de manipulação ou seleção, deve-se corrigir a amostra de checagem, sendo reprocessadas novamente as linhas homólogas pelo método do Buffer Duplo.

A construção de um diagrama Boxplot é realizada criando uma caixa em que a borda inferior é o valor de Q1 e o limite superior o valor de Q3, sendo que uma linha de maior espessura dentro da caixa se caracteriza pela representação do valor da mediana. Valores classificados como outliers são apresentados por círculos acima da linha que representa o último valor de discrepância anterior ao limiar inferior ou superior de detecção de outliers.

Não constatada a presença de outliers ou feita sua retirada, infere-se sobre a normalidade da amostra de discrepâncias. Para esta etapa, utilizou-se o teste de Shapiro-Wilk, em ambiente R.

Verificado que a amostra de discrepâncias posicionais planimétricas segue a distribuição normal, é aplicada a avaliação da acurácia posicional planimétrica utilizando o Decreto-lei 89.817, conforme seção 4 deste capítulo. Ao final, os MDS testados são classificados quanto à acurácia posicional planimétrica.

## **6. RESULTADOS**

Como descrito na seção 4 deste capítulo, a aplicação do método do Buffer Duplo depende da tolerância do PEC, que está relacionada com a classe e a escala testada, para utilizá-la como largura do buffer. Ao utilizar um determinado valor para a largura do buffer, deve-se aplicar o Decreto-lei 89.817 apenas para a classe e escala correspondentes a esta tolerância utilizada na largura do buffer. Se a classificação não for aceita, utiliza-se o Buffer Duplo com outra tolerância PEC, gerando uma outra amostra de discrepância.

Na aplicação do método do Buffer Duplo para avaliação da acurácia posicional planimétrica dos MDS, testaram-se todas as classes do padrão Decreto-lei 89.817 para a escala de 1:100.000 e 1:250.000. As tolerâncias de 80m, 80m, 125m e 200m foram utilizadas para a aplicação do Buffer Duplo nos respectivos MDS SRTM-X, GDEM2, TOPODATA e SRTM-C.

De posse da amostra de discrepâncias posicionais planimétricas de cada MDS, foi aplicada a detecção de outliers via Boxplot (ver Figura 10). No MDS SRTM-X e GDEM2 foram detectados 14 outliers, com limiar de 68m e 84m, respectivamente. No MDS TOPODATA foram detectados 5 outliers, sendo o limiar da ordem de 132m. Para o MDS SRTM-C, detectaram-se 9 outliers, sendo o limiar da ordem de 184m. A Tabela 2 apresenta as estatísticas básicas da amostra de discrepâncias posicionais após a retirada dos outliers.

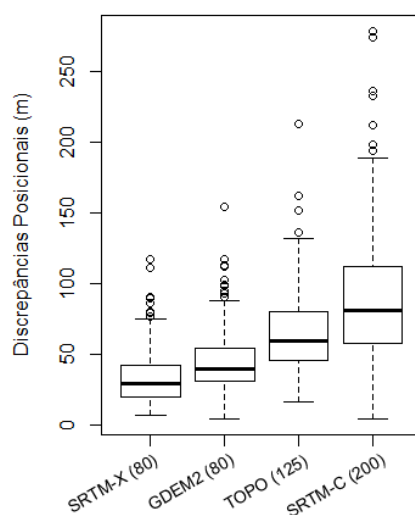


Figura 10 - Boxplot das discrepâncias posicionais planimétricas dos MDSs testados.

Com a amostra de discrepâncias sem a presença de outliers, aplicou-se o teste de normalidade Shapiro-Wilk, que apresentou valor de probabilidade não significativo a 0,1% para todas as amostras analisadas, indicando a normalidade.

A Tabela 3 apresenta o resultado da avaliação da acurácia posicional planimétrica dos MDS testados, utilizando o método do Buffer Duplo.

Tabela 2 - Estatísticas descritivas das discrepâncias posicionais após a retirada de outliers.

MDS	Buffer (m)	n° linhas	RMS (m)	desv.pad. (m)	média (m)	min (m)	Q1 (m)	mediana (m)	Q3 (m)	max (m)
SRTM-X	80	162	31,8	12	29,4	7,2	19,6	27,9	38,2	62,7
GDEM2	80	162	43,6	14,7	40,9	4,6	30,3	38,2	50,8	77,1
TOPO	125	171	65,9	21,4	62,2	16,6	45,9	58,2	78,5	126,8
SRTM-C	200	167	90,1	36,5	82,2	4,4	57,3	78,3	106,8	176

Tabela 3 - Resultado da avaliação da acurácia posicional planimétrica dos MDSs.

MDS	n° linhas	%(dm<PEC)	RMS < EP?	Classificação
SRTM-X	162	100%	sim	Classe B 1:100.000
GDEM2	162	100%	sim	Classe B 1:100.000
TOPO	171	99%	sim	Classe A 1:250.000
SRTM-C	167	100%	sim	Classe B 1:250.000

Analisando a Figura 10 e a Tabela 2 percebe-se uma grande variabilidade dos valores de discrepâncias posicionais planimétricas no modelo SRTM-C, sendo perceptível no valor da amplitude (cerca de 170m) e do desvio-padrão (36,5m). O modelo TOPO apresentou uma heterogeneidade de discrepâncias menor que o SRTM-C e maior que os MDS SRTM-X e GDEM2. Apesar destes dois últimos apresentarem a mesma classificação da acurácia planimétrica (Classe B 1:100.000), o MDS SRTM-X apresenta uma menor variabilidade e menor magnitude dos valores de discrepâncias planimétricas (RMS= 31,8m e desvio-padrão=12m), quando comparado ao GDEM2 (RMS=43,6m e desvio-padrão=14,7m).

Tachikawa et al. (2011) avaliaram a acurácia posicional planimétrica do MDS Aster GDEM, versão 2, em 24 regiões do Japão realizando translações do GDEM sobre uma base japonesa de referência chamada GSI DEM, de resolução espacial de 10m. Ambas as bases foram reamostradas para células de 0,04 segundos de arco para fazer a comparação. Após, foi computado o desvio padrão das diferenças de altitude em cada deslocamento feito. O deslocamento X e Y associado ao menor valor de desvio-padrão foi expresso como a discrepância horizontal, obtendo o valor da ordem de 7m ( $dx = -0,13''$  e  $dy = -0,19''$ ). A magnitude da resolução horizontal média no Aster GDEM foi da ordem de 0,601 arco de segundo (aprox. 18,5m), tendo valor máximo observado de 2,37 arco de segundo (aprox. 73m).

Segundo Rodriguez et al. (2005), o MDS SRTM tem como especificação técnica uma acurácia planimétrica menor que 20 metros ao nível de confiança de 90%. Ainda segundo os autores, para a América do Sul a acurácia planimétrica obtida avaliando o SRTM com dados GPS é da ordem de 9 metros.

Percebe-se que os resultados obtidos neste trabalho diferem dos resultados citados para a GDEM e o SRTM. O RMS obtido para o SRTM-X (31,8m) e o SRTM-C (90,1m) apresentou valores superiores à especificação técnica do modelo (20m) e principalmente à avaliação dos dados na América do Sul (9m). O GDEM apresentou média de discrepâncias planimétricas quase 6 vezes maior que o obtido por Tachikawa et al. (2011) no Japão.

## **7. CONCLUSÕES**

Diante dos resultados obtidos, percebe-se o potencial e a viabilidade prática proporcionada pela metodologia proposta para avaliação da acurácia posicional

planimétrica de MDE/MDS com o uso de feições lineares características do terreno, como linhas de cristas e talvegues.

De modo geral, o MDS SRTM banda X e Aster GDEM versão 2 apresentaram classificação planimétrica Classe B para a escala 1:100.000, enquanto que os MDS Topodata e SRTM banda C tiveram classificação planimétrica na escala 1:250.000 nas classes A e B, respectivamente.

Os resultados aqui expostos mostram a importância de se conhecer a qualidade posicional planimétrica de modelos de elevação. A grande maioria dos estudos sobre qualidade posicional em MDE/MDS de usos globais como os aqui utilizados focam apenas na avaliação da acurácia vertical. Estes trabalhos, como Micele et al. (2011), citam que tais modelos podem ser utilizados em escalas de 1:100.000 e até 1:50.000, mas negligenciam a acurácia planimétrica de tais modelos, o que, como apresentado neste trabalho, pode ser pior que a acurácia vertical.

Em termos práticos, a metodologia proposta de avaliação da acurácia planimétrica apresentou-se mais viável do que a realizada em Tachikawa et al. (2011), onde o usuário tem que deslocar ou georreferenciar um MDS sobre o outro.

Acredita-se que a metodologia proposta para avaliar MDSs com o uso de feições lineares características do terreno (linhas de cristas e talvegues) não será influenciada pelo procedimento de extração de linhas de hidrografias numéricas e linhas de cumeadas, já que o mesmo procedimento é aplicado tanto no MDS testado quanto no MDS de referência. Entretanto a resolução espacial dos MDSs utilizados é um fator que pode influenciar no resultado final. Tal metodologia avalia a acurácia posicional relativa, tomando como referência um outro MDS de melhor acurácia. Assim, deve-se ter um certo rigor na escolha do MDS de referência. Deste modo, sugere-se a aplicação da metodologia proposta em diferentes dados espaciais e regiões de estudos para uma melhor validação da metodologia.

Por fim, vale salientar que o caminho a ser seguido em pesquisas de acurácia posicional de MDE/MDS é a procura por metodologias que consigam avaliar conjuntamente a acurácia planimétrica e altimétrica destes modelos.

## **REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS**

Ariza, Francisco Javier López, José Luis García Balboa, and Raúl Amor Pulido. 2004. Casos Prácticos de Calidad En La Producción Cartográfica.

BRASIL. 1984. Decreto N° 89.817 de 20 de Junho de 1984. Normas Técnicas Da Cartografia Nacional. Brasil.

- Cruz, C. B. M., R. S. Barros, and L. M. L. Rabaco. 2012. "Planialtimetric Accuracy Evaluation of Digital Surface Model (DSM) and Digital Terrain Model (DTM) Obtained from Aerial Survey with LIDAR." *ISPRS - International Archives of the Photogrammetry, Remote Sensing and Spatial Information Sciences XXXIX-B1 (1)*. Copernicus Publications: 45–48.
- Dresch, Gabriel, and Daniel Rodrigues Santos. 2014. "Proposta de Uma Abordagem Híbrida Para Avaliação Da Acurácia Posicional Interna de Dados LiDAR Aerotransportados. In *Anais do Congresso Brasileiro de Cartografia*. Gramado, RS, Brasil.
- DSG. 2011. *Especificação Técnica Para a Aquisição de Dados Geoespaciais Vetoriais (ET-ADGV)*. Brasil.
- Egg, Giovanni Chagas. 2012. "Geração de Modelos Digitais de Superfície Compostos Utilizando Imagens Do Sensor PRISM/ALOS." Universidade Federal de Viçosa.
- Farr, Tom G., Paul a. Rosen, Edward Caro, Robert Crippen, Riley Duren, Scott Hensley, Michael Kobrick, et al. 2007. "The Shuttle Radar Topography Mission." *Reviews of Geophysics* 45 (2): RG2004.
- Fernández, Darcy Carolina Jiménez, Márcio de Morisson Valeriano, Hiran Zani, and Clódis de Oliveira Andrades Filho. 2012. "Extração automática de redes de drenagem a partir de modelos digitais de elevação." *Revista Brasileira de Cartografia*.
- Höhle, Joachim, and Michael Höhle. 2009. "Accuracy Assessment of Digital Elevation Models by Means of Robust Statistical Methods." *ISPRS Journal of Photogrammetry and Remote Sensing* 64 (4): 398–406.
- Höhle, Joachim, and Christian Øster Pedersen. 2010. "A New Method for Checking the Planimetric Accuracy of Digital Elevation Models Data Derived by Airborne Laser Scanning." In *Proceedings of the 9th International Symposium on Spatial Accuracy Assessment in Natural Resources and Environmental Sciences*, University of Leicester, Leicester, UK, 253–56.
- Li, Zhilin, Qing Zhu, and Christopher Michael Gold. 2005. *Digital Terrain Modelling. Principles and Methodology*. New York.
- Maas, Hans-Gerd. 2002. "Methods for Measuring Height and Planimetry Discrepancies in Airborne Laserscanner Data." *Photogrammetric Engineering & Remote Sensing* 68 (9): 933–40.
- Miceli, Bruna Santos, Filipe de Meireles Dias, Fernanda Moraes Seabra, Paulo Roberto Alves dos Santos, and Manoel do Couto Fernandes. 2011. "Avaliação vertical de Modelos Digitais de Elevação (MDEs) em diferentes configurações topográficas para médias e pequenas escalas." *Revista Brasileira de Cartografia* 63 (1).
- Montgomery, Douglas C., and George C. Runger. 2002. *Applied Statistics and Probability for Engineers*.
- Mozas, Antonio T. C., Manuel Antonio Ureña, and José Luis Pérez. 2013. "Accuracy of Contour Lines Using 3D Bands." *International Journal of Geographical Information Science* 27 (12). Taylor & Francis: 2362–74.
- Oliveira, Leila. F. 2011. *Análise de modelos digitais de superfície gerados a partir de imagens do sensor PRISM/ALOS*. Magister Scientiae Thesis. Universidade Federal de Viçosa.
- Pfeifer, Norbert, and Daniel Rodrigues Santos. 2004. "Least Squares Matching for Comparison of Digital Terrain Models and Its Application Potential For the Brazilians Models and the SRTM Model." *Boletim de Ciências Geodésicas*, v. 10, n. 2, p. 177-191.

- Reinoso, Juan Francisco. 2011. "An Algorithm for Automatically Computing the Horizontal Shift between Homologous Contours from DTMs." *ISPRS Journal of Photogrammetry and Remote Sensing* 66 (3): 272–86.
- Ribeiro, Carlos Antonio Alvares Soares, Vicente Paulo Soares, Angelo Marcos Santos Oliveira, and José Marinaldo Gleriani. 2005. "O Desafio Da Delimitação de Áreas de Preservação Permanente." *Revista Árvore* 29 (2): 203–12.
- Rodriguez, E., C. S. Morris, J. E. Belz, E. C. Chapin, J. M. Martin, W. Daffer, and S. Hensley. 2005. *An Assessment of the SRTM Topographic Products*. Pasadena, USA.
- Santos, Afonso de Paula. 2010. "Avaliação Da Acurácia Posicional Em Dados Espaciais Com O Uso de Estatística Espacial." Universidade Federal de Viçosa.
- Sibson, R. 1981. "A Brief Description of Natural Neighbour Interpolation". *Interpolating Multivariate Data*. New York, John Wiley & Sons, 21, p. 21–36.
- Tachikawa, T., M. Kaku, A. Iwasaki, D. Gesch, M. Oimoen, Z. Zhang, J. Danielson, et al. 2011. *ASTER Global Digital Elev Ation Model V Ersion 2 – Summary of Validation Results*.
- Tveite, Havard, and S. Langaas. 1999. "An Accuracy Assessment Method for Geographical Line Data Sets Based on Buffering." *International Journal of Geographical Information Science* 13 (1). Taylor & Francis Group: 27–47.
- Valeriano, Márcio de Morisson. 2008. *TOPODATA: Guia Para Utilização de Dados Geomorfológicos Locais*.
- Vosselman, George. 2008. "Analysis of Planimetric Accuracy of Airborne Laser Scanning Surveys." In *International Archives of Photogrammetry and Remote Sensing*, XXXVII:99–104.

# **CAPÍTULO 3. AVALIAÇÃO DA ACURÁCIA POSICIONAL TRIDIMENSIONAL EM MDS REALIZANDO A PROPAGAÇÃO DE VARIÂNCIAS DO DECRETO-LEI N° 89.817**

## **Resumo:**

Este trabalho propõe um novo método para avaliação da acurácia posicional tridimensional, considerando uma abordagem tridimensional, utilizando os parâmetros do Decreto-lei n° 89.817. Tal método consiste na propagação de variâncias das tolerâncias do Decreto-lei n° 89.817 de modo a obter um modelo para avaliação tridimensional de dados cartográficos. Também é apresentada uma metodologia para extração de pontos homólogos tridimensionais para a avaliação relativa de MDE/MDS utilizando feições pontuais e lineares. Dados simulados foram gerados a fim de avaliar a metodologia de extração de pontos de checagem e o método de avaliação da acurácia posicional tridimensional. Como experimento prático, foi avaliado os MDSs SRTM (banda X) e Aster GDEM (versão 2) utilizando como referência um MDS obtido via aerofotogrametria. Além da avaliação da acurácia posicional tridimensional pelo método proposto neste trabalho, foi realizada também a avaliação tradicional pelo Decreto-lei n° 89.817, onde se avaliam separadamente a acurácia planimétrica e altimétrica. Com a utilização de dados simulados, foi comprovada a eficiência da nova metodologia de extração de pontos de checagem, bem como a avaliação da acurácia posicional tridimensional em MDE/MDS. Em termos de dados reais, o MDS SRTM - banda X e o MDS Aster GDEM, versão 2, apresentaram classificação: Classe A – 1:100.000 para a altimetria; Classe C – 1:100.000 para a planimetria e, na avaliação pelo método proposto foi obtida a classificação Classe A – 1:250.000 para a componente tridimensional. Assim, há um indicativo de que o método de avaliação tridimensional da acurácia posicional é mais restritivo que a metodologia tradicional.

## **1. INTRODUÇÃO**

A crescente demanda da população por dados espaciais, em seus mais diversos segmentos, tem aquecido o mercado cartográfico mundial. Esta demanda não se caracteriza apenas por informações bidimensionais (localização planimétrica XY), mas também pelo aumento significativo de informações tridimensionais (localização planialtimétrica XYZ), surgindo assim, uma alta procura e, conseqüentemente, aumento na produção de modelos digitais de elevação (MDE) ou de superfície (MDS).

Tendo em vista tal demanda, uma questão que deve ser considerada é a padronização dos produtos cartográficos em termos de sua produção. Atualmente, essa padronização se utiliza da Infraestrutura de Dados Espaciais (IDE) que, conseqüentemente, deve estar aliada a um padrão ou norma para o controle de qualidade destes dados.

Segundo a ISO 19113 (2002), o controle de qualidade em dados espaciais basicamente considera cinco componentes: acurácia posicional, acurácia/exatidão temática, temporalidade, completude e consistência lógica. Esses componentes devem ser utilizados para descrever o grau de adequação de um conjunto de dados aos critérios estabelecidos na especificação de determinado produto cartográfico. Dentre estes elementos, um dos mais estudados e que possui grande importância é a acurácia posicional.

Segundo Li et al. (2005), a avaliação da acurácia posicional tridimensional em produtos cartográficos pode ser realizada, pelo menos, segundo dois modos diferentes: (1) avaliar a acurácia posicional planimétrica e altimétrica separadamente e; (2) utilizar uma medida única que avalie simultaneamente a acurácia planimétrica e altimétrica.

A validação das componentes planimétricas e altimétricas separadamente é bem difundida e tradicional, podendo ser verificada pelas várias normas e padrões existentes. Neste sentido, Ariza e Atkinson (2008) apresentam estudos comparativos das principais normas internacionais de acurácia posicional, como: National Map Accuracy Standard (**NMAS**) – Estados Unidos da América (EUA) - 1947; Engineering map accuracy standard (**EMAS**) – Associação dos Engenheiros Civis dos EUA - 1985; Accuracy standards for large scale maps (**ASLSM**) - USA; National standard for spatial data accuracy (**NSSDA**) – Sociedade Americana de Fotogrametria e Sensoriamento Remoto - 1990; **STANAG 2215** - Standard from North Atlantic Treaty Organization - OTAN - 2002. A partir deste comparativo, os autores concluem que, à exceção da norma STANAG 2215, nenhuma das normas mencionadas possuem uma metodologia única para avaliação da acurácia posicional tridimensional, mas sim a análise separada da planimetria e altimetria. No entanto, muito embora a própria norma STANAG 2215 proponha realizar a análise tridimensional, isto de fato não ocorre, já que a metodologia para avaliação tridimensional também considera a avaliação da acurácia posicional planimétrica e altimétrica separadamente, utilizando o índice de classificação mais restritivo dentre as duas componentes (planimétrica e altimétrica) para a classificação final da acurácia posicional tridimensional.

De maneira similar, a primeira norma alemã de acurácia posicional (**NDATAVLBD**) considera o uso da fórmula de Koppe para avaliação da acurácia altimétrica em produtos cartográficos (NERO, 2005). A fórmula de Koppe é utilizada principalmente para avaliar as discrepâncias horizontais e altimétricas simultaneamente entre curvas de nível de diferentes produtos cartográficos, podendo ser utilizada também na avaliação da acurácia posicional de MDE/MDS (KAREL e KRAUS (2006); IMHOF

(2007); UREÑA et al. (2011); EGG (2012)). Porém, é preciso ressaltar que a fórmula de Koppe resulta em índices separados para a planimetria e altimetria, não consistindo, portanto, em uma classificação única para avaliação tridimensional.

Por fim, no Brasil o Decreto-lei nº 89.817/1984 é o instrumento regulador para classificação de um produto cartográfico quanto à sua acurácia posicional. Neste, a classificação da acurácia posicional também segue os moldes das demais normas estrangeiras citadas, sendo realizada separadamente a análise para a planimetria e para altimetria.

Percebe-se desta maneira que, efetivamente, nenhuma das atuais normas propõem uma metodologia única para avaliação da acurácia posicional tridimensional em dados espaciais. Ocorre que as normas hoje existentes não acompanham o avanço tecnológico na área de produção cartográfica, já que, enquanto praticamente todos os instrumentos, métodos e aplicações atualmente utilizados trabalhem essencialmente em ambiente 3D, as normas de avaliação da acurácia posicional dos produtos cartográficos ainda se baseiam numa perspectiva 2D.

Além disso, outro grande problema na avaliação da acurácia posicional, considerando modelos digitais tridimensionais como MDE/MDS, é a identificação de pontos homólogos em tais produtos. O capítulo 2 deste trabalho elucida esta dificuldade: ao contrário da avaliação de uma base cartográfica ou uma imagem orbital, onde se têm feições cognitivas e homólogas bem identificáveis, tanto no objeto de avaliação quanto no mundo real, para o caso de um MDE/MDS (em escalas pequenas ou médias) na representação em formato matricial, na maioria das vezes, não há uma feição característica que seja bem definida e de fácil reconhecimento em campo. Portanto, na maioria dos casos, o técnico responsável pela avaliação do MDE/MDS coleta os dados de checagem em locais bem definidos em campo, como o cruzamento de uma estrada ou a quina de um lote, embora, via de regra, não tenha como reconhecer este mesmo ponto em um MDE/MDS de média a baixa resolução. Neste caso, a avaliação (Figura 1.a) é realizada desconsiderando a componente planimétrica, ou seja, pressupõe-se acurada a planimetria do MDE, restando apenas a avaliação pontual da altimetria. Assim, tem-se que a localização X e Y do ponto de checagem (círculo) é a mesma do ponto correspondente no MDE (estrela); logo, a avaliação da acurácia deste MDE apenas considera as discrepâncias entre a coordenada Z.

Na Figura 1.b é apresentada a avaliação tridimensional, já que considera conjuntamente a planimetria e altimetria no MDE, ou seja, considera a posição

correspondente do ponto de checagem no MDE (quadrado), assim obtém-se a medida de acurácia posicional avaliando as componentes planimétrica e altimétrica.

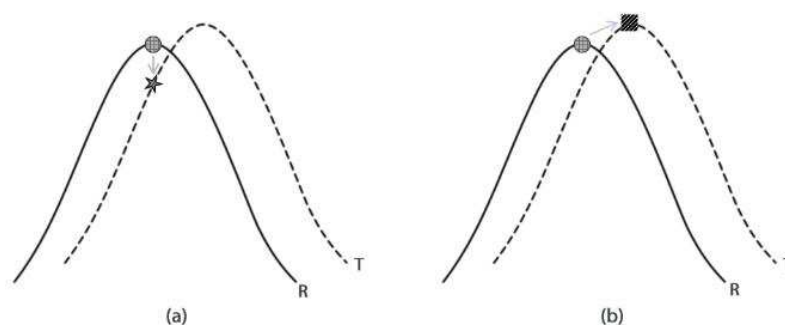


Figura 1 – Avaliação da acurácia posicional de um MDE/MDS. No caso (a) a avaliação da acurácia posicional é realizada apenas verticalmente de modo errôneo, no caso (b) a avaliação da acurácia posicional é realizada considerando a planimetria e altimetria.

Fonte: Santos et al. (2015).

Diante do exposto, o objetivo deste trabalho é propor uma nova forma de avaliar a acurácia posicional tridimensional de MDE/MDS em formato matricial, utilizando o padrão brasileiro de acurácia posicional definido no Decreto-lei n° 89.817. Especificamente, este trabalho propõe: (i) realizar a propagação de variâncias das tolerâncias do Decreto-lei n° 89.817 de modo a obter critérios para avaliação tridimensional de dados cartográficos; (ii) apresentar uma nova metodologia para extração de pontos homólogos na avaliação relativa de MDE/MDS utilizando feições pontuais e lineares; (iii) utilizar um MDS simulado a fim de averiguar a eficiência da metodologia proposta para extração de pontos de checagem e do método de avaliação da acurácia posicional tridimensional; (iv) realizar um experimento prático avaliando a acurácia posicional tridimensional do MDS SRTM (banda X) e MDS Aster GDEM (versão 2) utilizando como referência um MDS obtido via aerofotogrametria digital.

## **2. PROPAGAÇÃO DE VARIÂNCIAS PARA AVALIAÇÃO DA ACURÁCIA POSICIONAL 3D NO DECRETO-LEI N° 89.817**

### **2.1. Acurácia Posicional no Decreto-lei n° 89.817**

Segundo Ghilani (2010), o termo discrepância refere-se à diferença algébrica entre duas observações de uma mesma quantidade. No controle de qualidade cartográfica, para se avaliar a acurácia posicional de dados espaciais, utilizam-se uma amostra de pontos de checagem contendo as coordenadas do dado espacial em avaliação (ou em teste) e as coordenadas homólogas coletadas em campo ou em algum dado espacial de referência,

que tenha como pré-requisito ser mais acurado que o dado a ser testado. Realizando a diferença algébrica entre a coordenada de um ponto *i* do dado espacial em teste (T) e a coordenada do ponto *i* de referência (R), obtém-se a discrepância posicional. As discrepâncias nas coordenadas *x*, *y* e *z* que são representadas pelas equações 1, 2 e 3, são objetos de análise na grande maioria de normas de acurácia posicional em todo o mundo.

$$d_{i_x} = x_{i_T} - x_{i_R} \quad (1)$$

$$d_{i_y} = y_{i_T} - y_{i_R} \quad (2)$$

$$d_{i_z} = z_{i_T} - z_{i_R} \quad (3)$$

No Brasil, para a análise da acurácia posicional planimétrica, as discrepâncias planimétricas ( $d_{2D}$ ) (equação 4) são confrontadas com as tolerâncias definidas pelo Decreto-lei nº 89.817 de 1984. Já para a análise da acurácia altimétrica, utiliza-se a discrepância altimétrica, descrita pela equação 3, comparando-a com a tolerância definida pelo Decreto-lei nº 89.817.

$$d_{i_{2d}} = \sqrt{d_{i_x}^2 + d_{i_y}^2} \quad (4)$$

Para a classificação da acurácia posicional de um produto cartográfico utilizando-se o Decreto-lei 89.817, tanto na avaliação da planimetria e/ou da altimetria, deve-se obedecer a duas condições (BRASIL, 1984; SANTOS, 2010; DSG, 2010): (i) 90% dos valores de discrepâncias posicionais devem ser iguais ou inferiores ao valor do PEC em relação à escala e a classe testada e; (ii) o RMS (root mean square) das discrepâncias deve ser igual ou inferior à tolerância EP definido pela norma (Tabela 1).

Tabela 1 - Tolerâncias planimétricas e altimétricas segundo Decreto-lei 89.817.

Classe	Planimetria		Altimetria	
	PEC*	EP*	PEC*	EP*
<b>A</b>	0,5 mm	0,3 mm	1/2 eq.	1/3 eq.
<b>B</b>	0,8 mm	0,5 mm	3/5 eq.	2/5 eq.
<b>C</b>	1,0 mm	0,6 mm	3/4 eq.	1/2 eq.

\* PEC e EP são tolerâncias do padrão de acurácia descrito pelo Decreto-lei nº 89.817, sendo denominados por Padrão de Exatidão Cartográfica e Erro Padrão, respectivamente.

No Decreto-lei 89.817 está implícito que os dados de discrepâncias posicionais devem seguir a distribuição normal. Portanto, antes da utilização do padrão de acurácia posicional do referido Decreto-lei, deve-se atestar a normalidade da amostra de discrepâncias posicionais.

Conforme se observa na literatura especializada, principalmente em Mood et al. (1974), os testes de normalidade univariada pressupõem a independência estatística dos dados, sendo que, para inferir sobre esta independência univariada, pode-se utilizar o

semivariograma conforme recomendam Vieira (2000) e Yamamoto e Landim (2013). Assim, somente depois de verificada a independência, torna-se viável a aplicação de testes de normalidade, como o de Shapiro-Wilk descrito por Royston (1982).

## 2.2. Propagação de Variâncias

Como pôde ser percebido no item anterior, o Decreto-lei não aborda a avaliação tridimensional ou planialtimétrica, mas sim uma avaliação separada da planimetria ou altimetria. Para uma avaliação conjunta da acurácia planimétrica e altimétrica (tridimensional), este trabalho propõe analisar a amostra de discrepâncias tridimensionais ( $d_{3D}$ ), definida pela equação 7, com uma tolerância tridimensional a ser definida. A discrepância tridimensional utilizada no controle de qualidade posicional cartográfico, é obtida comparando as coordenadas de dois pontos tridimensionais homólogos, e seu valor representa a distância espacial entre tais pontos.

$$d_{i_{3D}}^2 = d_{i_x}^2 + d_{i_y}^2 + d_{i_z}^2, \quad (5)$$

$$d_{i_{3D}}^2 = d_{i_{2D}}^2 + d_{i_z}^2, \quad (6)$$

$$d_{i_{3D}} = \sqrt{d_{i_{2D}}^2 + d_{i_z}^2}. \quad (7)$$

A tolerância para avaliação tridimensional da acurácia posicional pode ser obtida através de propagação de variâncias da discrepância tridimensional (equação 7).

Quando se deseja ter uma expressão aproximada para a variância de uma função composta de variáveis aleatórias, utiliza-se a aproximação de 1ª ordem da série de Taylor (CASELLA e BERGER, 2010). Esta aproximação é chamada de Método Delta, no meio estatístico, ou de Propagação de Variâncias, na área cartográfica.

Seja  $\mathbf{P}=(P_1, P_2, \dots, P_k)$  composto de variáveis aleatórias com médias  $\boldsymbol{\theta}=(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)$ . Suponha que exista uma função diferenciável  $g(\mathbf{P})$ , que é o estimador de algum parâmetro, como por exemplo a discrepância tridimensional, na qual se quer obter uma expressão para sua variância.

Utilizando a expansão da série de Taylor de primeira ordem de  $g$  sobre  $\boldsymbol{\theta}$ , tem-se:

$$g(\mathbf{p}) = g(\boldsymbol{\theta}) + \sum_{i=1}^k g'_i(\boldsymbol{\theta}) \cdot (p_i - \theta_i) + \text{resto} \quad (8)$$

em que

$$g'_i(\boldsymbol{\theta}) = \left. \frac{\partial}{\partial p_i} g(\mathbf{p}) \right|_{p_1=\theta_1, \dots, p_k=\theta_k} \quad (9)$$

Para a aproximação estatística, ignora-se o resto e, então, pode-se reescrever a equação 8 como:

$$g(\mathbf{p}) \approx g(\boldsymbol{\theta}) + \sum_{i=1}^k g'_i(\boldsymbol{\theta}) \cdot (p_i - \theta_i) \quad (10)$$

Assumindo a esperança em ambos os lados da equação 10, e ainda, supondo que  $E(\mathbf{P}) = \boldsymbol{\theta}$ , tem-se:

$$E[g(\mathbf{P})] \approx g(\boldsymbol{\theta}) + \sum_{i=1}^k g'_i(\boldsymbol{\theta}) \cdot E[(P_i - \theta_i)] = g(\boldsymbol{\theta}) \quad (11)$$

Então a variância de  $g(\mathbf{P})$  pode ser obtida por:

$$\begin{aligned} \text{Var}[g(\mathbf{P})] &\approx E([g(\mathbf{P}) - g(\boldsymbol{\theta})]^2), \\ &= E([g(\boldsymbol{\theta}) + g'(\boldsymbol{\theta}) \cdot (\mathbf{P} - \boldsymbol{\theta}) - g(\boldsymbol{\theta})]^2), \\ &= E([g'(\boldsymbol{\theta}) \cdot (\mathbf{P} - \boldsymbol{\theta})]^2) \end{aligned} \quad (12)$$

Sabendo que  $E[g'(\boldsymbol{\theta}) \cdot (\mathbf{P} - \boldsymbol{\theta})] = 0$ , tem-se:

$$\begin{aligned} \text{Var}[g(t)] &= \text{Var}[g'(\boldsymbol{\theta}) \cdot (t - \boldsymbol{\theta})], \\ &= g'(\boldsymbol{\theta}) \cdot \text{Var}(P) \cdot g'(\boldsymbol{\theta})^T \end{aligned} \quad (13)$$

Segundo Casella e Berger (2010), o método Delta é definido pela equação 13, que no meio cartográfico é denominada de lei geral da propagação de variâncias, e normalmente é reescrita conforme apresentado na equação 14 (GEMAEL, 1994; DALMOLIN, 2004; GHILANI, 2010)

$$[\sigma^2] = J \cdot C \cdot J^T \quad (14)$$

em que:  $[\sigma^2]$  é a matriz variância dos parâmetros;  $J$  é a matriz jacobiana, que contém as primeiras derivadas parciais e;  $C$  é a matriz variância-covariância das observações.

Segundo Ghilani (2010), a propagação de variâncias é aplicada a funções lineares e não-lineares. Para esta última, deve-se primeiro linearizar a função utilizando a série de Taylor e então aplicar a propagação de variâncias.

Aplicando a lei geral da propagação de variâncias descrita pela equação 14 na equação 7 da discrepância tridimensional, obtém-se o modelo matemático apresentado pela equação 15.

$$\sigma^2_{di_{3D}} = \begin{bmatrix} \frac{\partial d_{i_{3D}}}{\partial d_{i_{2D}}} & \frac{\partial d_{i_{3D}}}{\partial d_{i_z}} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \sigma^2_{d_{i_{2D}}} & \sigma_{d_{i_{2D}, d_{i_z}}} \\ \sigma_{d_{i_{2D}, d_{i_z}}} & \sigma^2_{d_{i_z}} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \frac{\partial d_{i_{3D}}}{\partial d_{i_{2D}}} \\ \frac{\partial d_{i_{3D}}}{\partial d_{i_z}} \end{bmatrix} \quad (15)$$

Desenvolvendo a equação 15, têm-se:

$$\sigma^2_{d_{i_{3D}}} = \frac{d_{i_{2D}}^2}{d_{i_{3D}}^2} \cdot \sigma^2_{d_{i_{2D}}} + \frac{d_{i_Z}^2}{d_{i_{3D}}^2} \cdot \sigma^2_{d_{i_Z}} + 2 \cdot \frac{d_{i_{2D}} \cdot d_{i_Z}}{d_{i_{3D}}^2} \cdot \sigma_{d_{i_{2D}} \cdot d_{i_Z}}, \quad (16)$$

$$\sigma^2_{d_{i_{3D}}} = \frac{d_{i_{2D}}^2 \cdot \sigma^2_{d_{i_{2D}}} + d_{i_Z}^2 \cdot \sigma^2_{d_{i_Z}} + 2 \cdot d_{i_{2D}} \cdot d_{i_Z} \cdot \sigma_{d_{i_{2D}} \cdot d_{i_Z}}}{d_{i_{3D}}^2}, \quad (17)$$

$$\sigma^2_{d_{i_{3D}}} = \frac{d_{i_{2D}}^2 \cdot \sigma^2_{d_{i_{2D}}} + d_{i_Z}^2 \cdot \sigma^2_{d_{i_Z}} + 2 \cdot d_{i_{2D}} \cdot d_{i_Z} \cdot \sigma_{d_{i_{2D}} \cdot d_{i_Z}}}{d_{i_{2D}}^2 + d_{i_Z}^2}, \quad (18)$$

Assumindo que os desvios-padrão da discrepância planimétrica ( $\sigma_{d_{i_{2D}}}$ ) e da discrepância altimétrica ( $\sigma_{d_{i_Z}}$ ) correspondem às tolerâncias, que são chamadas no Decreto-lei n° 89.817 de Erro Padrão,  $EP_{2D}$  e  $EP_Z$  respectivamente, para a classe e escala testadas, tem-se o desenvolvimento da equação 18 como:

$$\sigma^2_{d_{i_{3D}}} = \frac{d_{i_{2D}}^2 \cdot EP_{2D}^2 + d_{i_Z}^2 \cdot EP_Z^2 + 2 \cdot d_{i_{2D}} \cdot d_{i_Z} \cdot \sigma_{d_{i_{2D}} \cdot d_{i_Z}}}{d_{i_{2D}}^2 + d_{i_Z}^2}. \quad (19)$$

Denominando  $\sigma^2_{d_{i_{3D}}}$  de  $EP_{3D}^2$ , tem-se a equação 21 que descreve a variância para a discrepância tridimensional, chamada nos moldes do Decreto-lei n° 89.817 de Erro Padrão tridimensional.

$$EP_{3D}^2 = \frac{d_{i_{2D}}^2 \cdot EP_{2D}^2 + d_{i_Z}^2 \cdot EP_Z^2 + 2 \cdot d_{i_{2D}} \cdot d_{i_Z} \cdot \sigma_{d_{i_{2D}} \cdot d_{i_Z}}}{d_{i_{2D}}^2 + d_{i_Z}^2}, \quad (20)$$

$$EP_{3D} = \sqrt{\frac{d_{i_{2D}}^2 \cdot EP_{2D}^2 + d_{i_Z}^2 \cdot EP_Z^2 + 2 \cdot d_{i_{2D}} \cdot d_{i_Z} \cdot \sigma_{d_{i_{2D}} \cdot d_{i_Z}}}{d_{i_{3D}}^2}}. \quad (21)$$

O Erro Padrão tridimensional é dado em função do Erro Padrão planimétrico e altimétrico, que irá variar de acordo com a escala e classe testada, bem como em função do valor da discrepância planimétrica, altimétrica e tridimensional para cada ponto de checagem, e ainda, da covariância da discrepância planimétrica e altimétrica. Portanto, em uma amostra de checagem, cada ponto terá o seu valor do Erro Padrão tridimensional.

Caso o conjunto de dados de discrepância planimétrica seja independente da discrepância altimétrica, a covariância destas variáveis ( $\sigma_{d_{i_{2D}} \cdot d_{i_Z}}$ ) será igual a zero. Assim a equação 21 se resumirá à equação 22.

$$EP_{3D} = \sqrt{\frac{d_{i_{2D}}^2 \cdot EP_{2D}^2 + d_{i_Z}^2 \cdot EP_Z^2}{d_{i_{3D}}^2}}. \quad (22)$$

O Decreto-lei n° 89.817 ainda define que o PEC é um indicador estatístico que corresponde a 1,645 vezes o valor de EP (equação 23). O valor 1,645 corresponde à área abaixo da curva normal para variáveis unidimensionais, equivalente à probabilidade de 90%.

$$PEC_{3D} = 1,645 \cdot EP_{3D} \quad (23)$$

Para a determinação da covariância entre as discrepâncias planimétricas e altimétricas ( $\sigma_{d_{i2D}.d_{iZ}}$ ) faz-se uso da equação 24:

$$\sigma_{d_{i2D}.d_{iZ}} = \frac{\sum_{i=1}^n (d_{i2D} - \bar{d}_{2D}) \cdot (d_{iZ} - \bar{d}_Z)}{n - 1} \quad (24)$$

### 2.3. Avaliação da acurácia posicional 3D pelo Decreto-lei n° 89.817

Verifica-se, tanto nas expressões do  $EP_{3D}$  quanto no  $PEC_{3D}$  (equações 21 e 23), que seus valores variam a partir da discrepância planimétrica e altimétrica de cada ponto de checagem, sendo o valor do PEC e EP planimétrico e altimétrico constante para uma determinada escala e classe de avaliação da acurácia posicional.

Se as discrepâncias planimétricas e altimétricas forem iguais a zero, a equação 22 apresentará uma indeterminação, ou seja, uma divisão zero por zero. Realizando uma transformação para um sistema de coordenadas polares, tem-se:

$$d_{2D} = R \cdot \cos(\theta) \quad (25)$$

$$d_Z = R \cdot \sen(\theta) \quad (26)$$

Realizando a substituição das equações (25) e (26) na equação (21) e, em seguida, aplicando o limite quando R e  $\theta$  tendem à zero, têm-se:

$$\lim_{R \rightarrow 0} \left( \lim_{\theta \rightarrow 0} \sqrt{\frac{R^2 \cos^2(\theta) \cdot EP_{2D}^2 + R^2 \sen^2(\theta) \cdot EP_Z^2 + 2 \cdot R \cdot \cos(\theta) \cdot R \cdot \sen(\theta) \cdot \sigma_{R \cdot \cos(\theta), R \cdot \sen(\theta)}}{R^2 \cos^2(\theta) + R^2 \sen^2(\theta)}} \right) \quad (27)$$

Com um pouco de manipulação, chega-se a:

$$\lim_{R \rightarrow 0} \sqrt{\frac{R^2 \cdot EP_{2D}^2}{R^2}} = EP_{2D} \quad (28)$$

Neste caso, com a discrepância planimétrica e altimétrica sendo zero, obviamente o ponto testado no dado espacial em análise coincide com a referência de campo, sendo, portanto, a discrepância tridimensional aprovada em qualquer tipo de análise da acurácia posicional a ser realizada. Por fim, as equações do  $PEC_{3D}$  e o  $EP_{3D}$  seguirão a formulação abaixo:

Se  $(d_{i_{2D}} \neq 0)$  ou  $(d_{i_z} \neq 0)$  então

$$EP_{3D} = \sqrt{\frac{d_{i_{2D}}^2 \cdot EP_{2D}^2 + d_{i_z}^2 \cdot EP_z^2 + 2 \cdot d_{i_{2D}} \cdot d_{i_z} \cdot \sigma_{d_{i_{2D}}, d_{i_z}}}{d_{i_{3D}}^2}}$$
$$PEC_{3D} = 1,645 \cdot EP_{3D} \quad (29)$$

Se  $(d_{i_{2D}} = 0)$  e  $(d_{i_z} = 0)$  então

$$EP_{3D} = EP_{2D}$$
$$PEC_{3D} = 1,645 \cdot EP_{3D}$$

Portanto, para aplicação do Decreto-lei n° 89.817 de 1984 considerando a análise da acurácia posicional tridimensional, sugere-se atender a duas condições:

1. Noventa por cento (90%) dos pontos planialtimétricos de checagem coletados no dado espacial em análise, quando as suas coordenadas forem comparadas com as levantadas em campo, ou outro dado espacial de melhor acurácia posicional, deverá apresentar valores absolutos de discrepâncias tridimensionais ( $di_{3D}$ ) menores ou iguais aos valores obtidos para o PEC tridimensional neste ponto, considerando o PEC planimétrico e altimétrico para a escala e classe testada;
2. Em noventa por cento (90%) dos casos o RMS da amostra de discrepâncias tridimensionais deverá apresentar valor menor ou igual ao Erro Padrão tridimensional obtidos para cada ponto de checagem.

### **3. EXTRAÇÃO DE PONTOS DE CHECAGEM TRIDIMENSIONAIS PARA AVALIAÇÃO DE MDE/MDS**

Este trabalho propõe a extração de linhas de cumeadas e linhas de hidrografia numérica nos MDE/MDS utilizados, baseado na metodologia de Santos et al. (2015). A partir destes, extraem-se os pontos de interseções das linhas de cumeadas e pontos de confluência da hidrografia numérica. De posse deste conjunto de pontos de cumeada e de confluência, onde se conhecem as coordenadas X, Y e Z nos MDEs/MDSs teste e de referência, faz-se uma seleção de pontos homólogos que serão utilizados para avaliar o MDE/MDS. A Figura 2 apresenta um fluxograma dos passos a serem seguidos para a extração de pontos de checagem homólogos nos MDEs/MDSs.

A Figura 3 apresenta um MDS com a representação das linhas de hidrografia numérica (em azul), linhas de cumeada (em vermelho) e os pontos tridimensionais (em preto) extraídos da interseção entre as linhas de cumeada e confluência das linhas de hidrografia numérica. Já a Figura 4 ilustra a seleção de pontos (cumeada) de checagem

homólogos extraídos dos MDS teste e de referência. Ao comparar visualmente a sobreposição das linhas de cumeadas e seus pontos de interseções extraídos de ambos os MDS, pode-se ter uma ideia do nível de acurácia planimétrica e altimétrico. Se as linhas de cumeada estiverem próximas (horizontalmente) do modelo teste com as correspondentes ao modelo de referência, possivelmente o MDS testado terá um bom nível de acurácia planimétrica. Caso as linhas de cumeada não tenham uma correspondência na sua forma e dimensão, provavelmente a acurácia altimétrica poderá estar afetada.

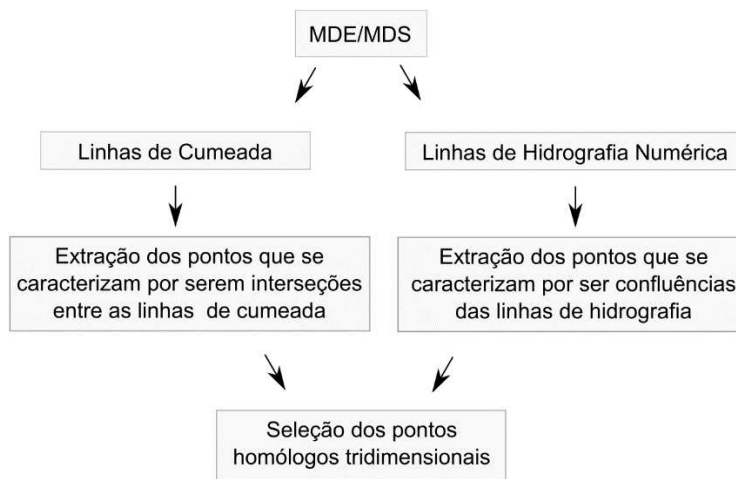


Figura 2 - Fluxograma para a extração de pontos, de cumeada e confluência, tridimensionais em MDEs/MDSs.

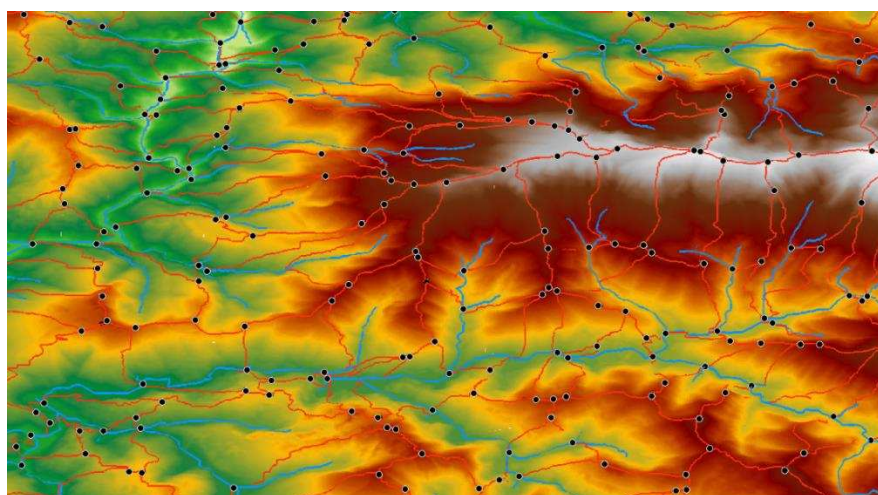


Figura 3 - Pontos extraídos (em preto) das linhas de cumeada (em vermelho) e das linhas de hidrografia numérica (em azul) de um MDS.

A seleção dos pontos tridimensionais extraídos da linha de cumeada e pontos de confluência utilizados para avaliação da acurácia posicional deve ser bem distribuída espacialmente, tendo o cuidado de selecionar pontos homólogos onde as linhas de cumeada que definem este ponto tenham uma correspondência em ambos os MDSs, na sua forma, dimensão e no seu nível de detalhamento. Outro detalhe a ser considerado é a

seleção de pontos homólogos baseados na altitude da região de estudo, de modo a abranger pontos em altitudes baixas, médias e altas.

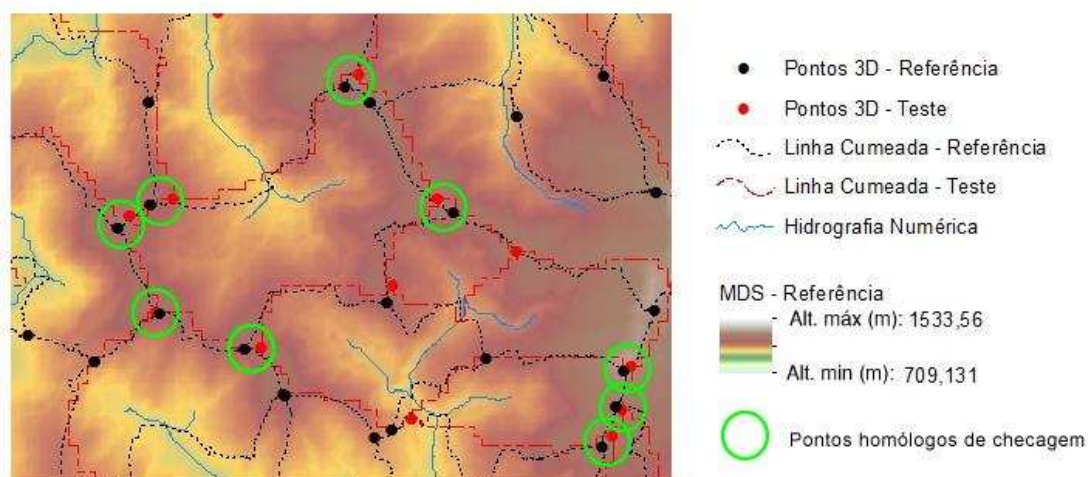


Figura 4 - Seleção dos pontos (cumeada) homólogos de checagem para avaliação da acurácia posicional.

Em relevos planos, deve-se avaliar a utilização dos pontos de confluência da hidrografia numérica, já que a determinação desta pode ser bastante afetada em tais condições, devido ao próprio nível da precisão altimétrica do MDS.

#### 4. SIMULAÇÃO

A fim de averiguar a eficiência dos métodos propostos neste trabalho, foi realizada a avaliação de um MDS simulado, gerado a partir de uma translação de um MDS de referência nas coordenadas X (com deslocamento de 40m), Y (com deslocamento de 30m) e Z (com deslocamento de 20m).

O MDS de referência consistiu em um MDS ASTER GDEM2, utilizado nesta simulação como sendo o dado mais acurado e sem maiores inconsistências. As informações sobre este modelo e acerca da área de teste são descritas na seção 5 deste capítulo.

Para extração dos pontos homólogos tridimensionais dos MDSs, valeu-se da metodologia proposta no item 3 deste trabalho, utilizando o software ArcGIS (ESRI, 2014). Após a extração de todos os pontos de cumeada e de confluência dos MDS de referência e do MDS simulado, foi realizada a seleção de 339 pontos homólogos (sendo 180 de cumeada e 159 de confluência), bem identificáveis e distribuídos na área teste.

Conforme apresentado pela Figura 5, todos os pontos de checagem do MDS simulado apresentaram discrepâncias posicionais iguais às translações impostas para

geração de tal modelo. Assim, pode-se considerar que o método proposto de extração de pontos de checagem tridimensionais é eficiente, já que a magnitude do deslocamento inserido no MDS de referência foi obtida nas discrepâncias calculadas em 100% dos pontos testados do MDS simulado.

Na sequência, aplicou-se o método proposto para avaliação da acurácia posicional tridimensional, utilizando as equações (21) e (23) para o cálculo do  $PEC_{3D}$  e  $EP_{3D}$  para a escala 1:100.000. Para fins de comparação, foram avaliadas as acurácias planimétrica e altimétrica separadamente, conforme preconiza o Decreto-lei 89.817. A Tabela 2 e a Figura 6 apresentam os resultados da classificação do MDS simulado.

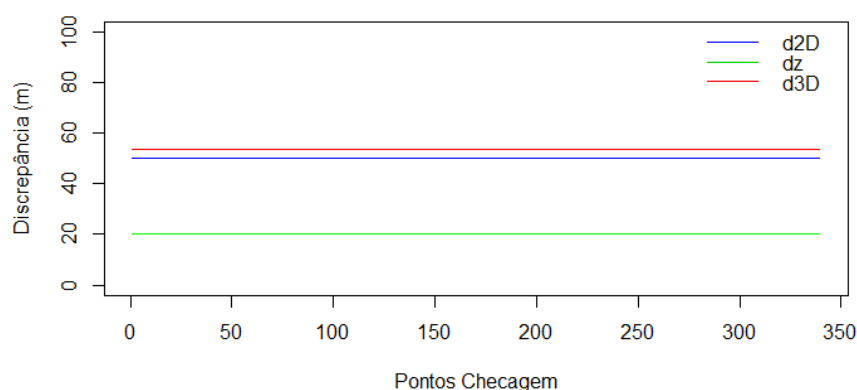


Figura 5 - Discrepâncias posicionais obtidas na avaliação da acurácia posicional do MDS simulado.

Tabela 2 - Parâmetros e resultados da avaliação do MDS simulado para a acurácia planimétrica e altimétrica, conforme metodologia tradicional do Decreto-lei nº 89.817, e a acurácia posicional tridimensional proposta neste trabalho.

Componente	Escala (Classe)	PEC	EP	$\%(d_i \leq PEC)$	$RMS(d_i) \leq EP$	Classificação
Altimétrico	1:100.000 (A) *	25	16,7	100,0%	Falhou	Reprovado
	1:100.000 (B) *	30	20	100,0%	Atende	Aprovado
Planimétrico	1:100.000 (A)	50	30	100,0%	Falhou	Reprovado
	1:100.000 (B)	80	50	100,0%	Atende	Aprovado
Tridimensional	1:100.000 (A)	var	var	0,0%	0,0%	Reprovado
	1:100.000 (B)	var	var	100,0%	0,0%	Reprovado
	1:100.000 (C)	var	var	100,0%	100,0%	Aprovado

\* Equidistância vertical correspondente a 50 metros.

var: tolerâncias variáveis de acordo com os valores de discrepâncias altimétricas e planimétricas.

d<sub>i</sub>: discrepância posicional;

Percebe-se que o MDS simulado atingiu classificação na escala 1:100.000 Classe C na avaliação da acurácia posicional tridimensional pelo método proposto. Já para avaliação da altimetria e planimetria separadamente, ambos os resultados obtidos foram 1:100.000 Classe B. Tais resultados eram esperados, já que o MDS simulado foi gerado com um deslocamento planimétrico da magnitude de 50 metros ( $dx=40$  e  $dy=30$ ) e altimétrico de 20 metros ( $dz=20$ ), o que corresponde à tolerância do EP na classe B da escala 1:100.000 e equidistância vertical de 50 metros.

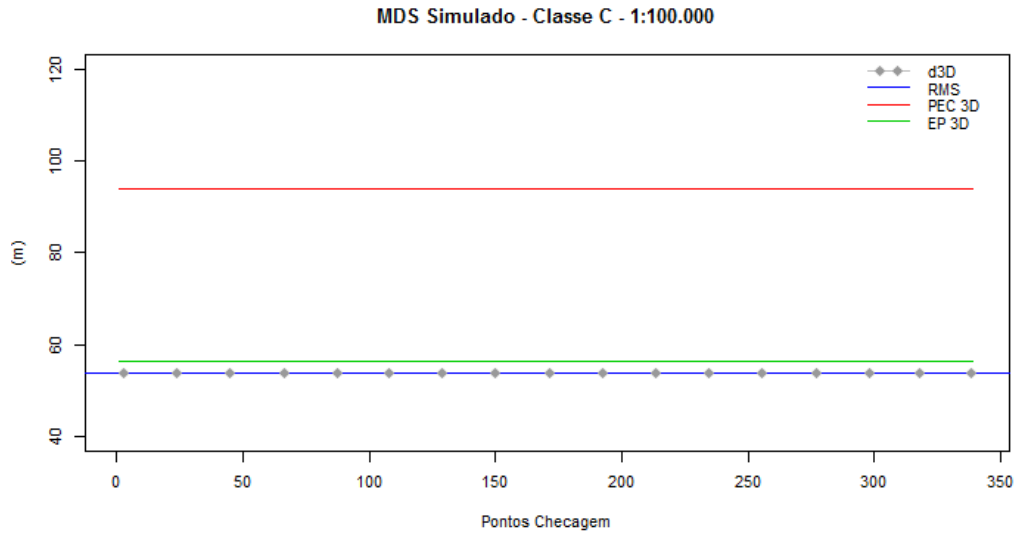


Figura 6 - Gráfico das discrepâncias tridimensionais do MDS simulado, RMS destas discrepâncias, PEC e EP tridimensional para a classe C na escala 1:100.000.

Analisando o resultado do teste simulado, percebe-se que o método proposto para a avaliação da acurácia posicional tridimensional utilizando o Decreto-lei nº 89.817 mostrou-se mais restritivo (Classe C - 1:100.000) quando comparado à metodologia tradicional do Decreto-lei nº 89.817 que avalia a acurácia planimétrica (Classe B - 1:100.000) e altimétrica (Classe B - 1:100.000) separadamente, caracterizando, assim, o aspecto resultante quanto ao efeito das discrepâncias planimétricas e altimétricas consideradas conjuntamente. Sabe-se que a resultante 3D possui maior magnitude que as componentes 2D e Z; entretanto, também é sabido pela propagação de variâncias que a tolerância para o 3D será maior. Assim, espera-se que a classificação da acurácia posicional tridimensional seja igual ou mais restritiva em relação às classificações da planimetria e altimetria.

## 5. EXPERIMENTO PRÁTICO

### 5.1. Área de Estudo e Materiais utilizados

A área de estudo compreendeu parte dos municípios de Nova Lima e Rio Acima, no estado de Minas Gerais, contendo a sub-bacia do ribeirão dos Macacos, que integra a bacia hidrográfica do Rio São Francisco. Possui uma área de 180 km<sup>2</sup>, com altitudes variando de cerca de 710 a 1540 metros, delimitada pelas latitudes 20°00'38"S e 20°07'05"S, e longitudes 43°57'28"W a 43°48'49"W, conforme Figura 7.

O ribeirão dos Macacos é um dos afluentes do Rio das Velhas, que por sua vez é afluente do Rio São Francisco. No limite leste da sub-bacia do Ribeirão dos Macacos, na Serra da Moeda, existem grandes áreas de mineração. A área de estudo está inserida em uma área de transição entre os biomas mata atlântica e cerrado, existindo importantes mananciais de água potável que abastecem a cidade de Nova Lima e a região metropolitana de Belo Horizonte (BARBOSA, 2011).

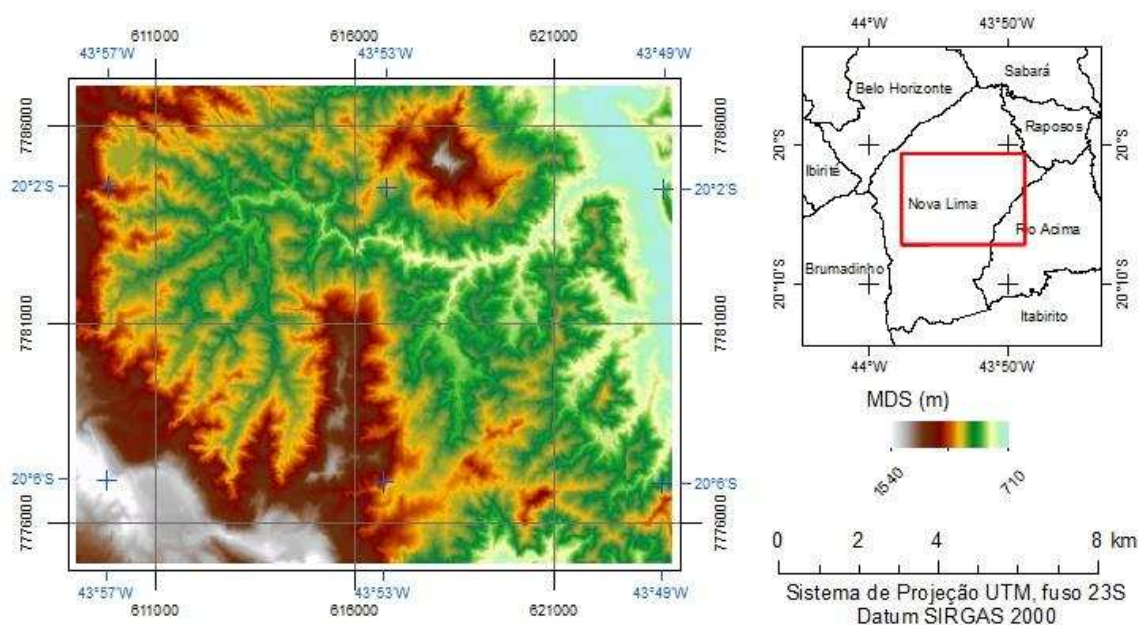


Figura 7 – MDS da área de estudo, localizada nos municípios de Nova Lima e Rio Acima no estado de Minas Gerais, Brasil.

Um dos MDSs avaliados neste trabalho é o Shuttle Radar Topographic Mission – Band X (SRTM-X), obtido através de uma missão espacial realizada em conjunto pela agência espacial norte-americana (NASA), o Departamento de Defesa dos Estados Unidos da América, representado pela National Geospatial-Intelligence Agency (NGA), a Agência Espacial Alemã (DLR) e Agência Espacial Italiana (ASI), durante o mês de fevereiro de 2000. Nesta missão, foram utilizados dois radares de abertura sintética (SAR) por interferometria (InSAR), sendo que um dos sistemas continha a banda X, com resolução espacial de 1 segundo de arco (~30m no equador). O levantamento foi referenciado ao sistema geodésico WGS84 e utilizou o modelo geoidal EGM96 para a representação da altitude ortométrica no modelo. Em áreas de vegetação densa, os radares presentes na missão SRTM foram incapazes de penetrar pela copa das árvores, gerando, portanto, um MDS. De modo geral, o modelo SRTM tem especificação técnica para atingir uma acurácia vertical de 16 metros e uma acurácia horizontal de 20 metros (Rodriguez et al., 2005).

O MDS ASTER GDEM (Advanced Spaceborne Thermal Emission and Reflection Radiometer - Global Digital Elevation Model), também utilizado neste trabalho, foi concebido através de uma parceria entre o Ministério de Economia, Indústria e Comércio do Japão (METI) e a Agência Espacial Norte-Americana (NASA). O MDS GDEM abrange 99% da área continental do planeta, delimitada pelas latitudes 83°N a 83°S, sendo criado através de imagens estereoscópicas obtidas do sensor ASTER presente no satélite TERRA entre os anos de 2000 a 2010. O MDS gerado apresenta resolução espacial de 1 segundo de arco (~30m no equador), está referenciado ao sistema geodésico WGS84 e associado ao modelo geoidal EGM96. O modelo GDEM versão 2 (GDEM2), de forma global, possui uma acurácia planimétrica absoluta da ordem de 6 metros e uma acurácia vertical absoluta de cerca de 12 metros (TACHIKAWA et al., 2011).

Para avaliar a acurácia posicional tridimensional dos MDSs SRTM-X e GDEM2, utilizou-se como referência um MDS cedido pelo Instituto de Geoinformação e Tecnologia do Estado de Minas Gerais (IGTEC), obtido via aerofotogrametria digital, com resolução espacial de 1,2 metros, referenciado ao sistema geodésico SIRGAS2000 utilizando o modelo MAPGEO2010 para representação da altitude ortométrica.

## **5.2. Metodologia**

A metodologia utilizada neste experimento foi realizada em quatro etapas, a saber: (i) pré-processamento dos MDSs; (ii) Extração dos pontos homólogos tridimensionais dos MDSs; (iii) avaliação da acurácia posicional tridimensional dos MDSs SRTM-X e GDEM2, utilizando o método proposto; (iv) avaliação da acurácia posicional planimétrica e altimétrica conforme metodologia do Decreto-lei n° 89.817.

Na etapa de pré-processamento dos MDSs, foi realizada a homogeneização dos referenciais espaciais dos MDSs. Ambos os MDSs, de teste e de referência, utilizaram modelos geoidais diferentes para representação da altitude ortométrica; portanto, para não haver qualquer influência nas elevações, causadas pelos modelos geoidais, os MDSs tiveram suas altitudes ortométricas convertidas para altitudes elipsoidais.

Para tanto, utilizou-se a metodologia adotada por Santos et al. (2015), gerando uma malha quadrangular de pontos com espaçamento de 200m, na área de estudo, para obtenção da ondulação geoidal pelo modelo EGM96 utilizando o software F447 e pelo modelo e software MAPGEO2010. Após, estes dados foram utilizados para gerar um arquivo matricial, de resolução espacial igual ao modelo teste e de referência (30m e 1,2m), onde cada pixel contém o valor da ondulação geoidal do modelo EGM96 e

MAPGEO2004, respectivamente. Para a geração do arquivo matricial, foi empregado o interpolador do Vizinho Natural (Natural Neighbor) que utiliza-se de pesos obtidos através das áreas proporcionais dos polígonos de Voronoi (Thiessen) vizinhos ao ponto não-amostrado (SIBSON, 1981). Este interpolador cria uma superfície contínua sem picos, depressões, cristas ou vales.

A partir da ondulação geoidal da região, foram obtidos os MDSs em altitude elipsoidal ( $h$ ) realizando-se uma adição das imagens matriciais do MDS original, em altitude ortométrica ( $H$ ), e da ondulação geoidal ( $N$ ), conforme equação 30.

$$h = H + N \quad (30)$$

Para extração dos pontos homólogos tridimensionais dos MDSs foi utilizada a metodologia proposta no item 3, com o uso do software ArcGIS (ESRI, 2014). Após a extração de todos os pontos de cumeada e de confluência do MDS SRTM-X, MDS GDEM2 e do MDS de referência, foi feita a seleção de 258 (158 de cumeada e 100 de confluência) pontos homólogos sendo bem identificáveis e distribuídos na área de estudo (Figura 8). Para esta seleção, fez-se uma amostragem estratificada sistemática, delimitando a área em quadrantes. Para tanto, foram criados quadrantes de 1km de lado, sendo coletados um ou dois pontos em cada quadrante. Alguns quadrantes, principalmente nas bordas da área de estudo, não apresentaram pontos homólogos bem definidos, não sendo selecionado nenhum ponto de checagem neles (ver Figura 8).

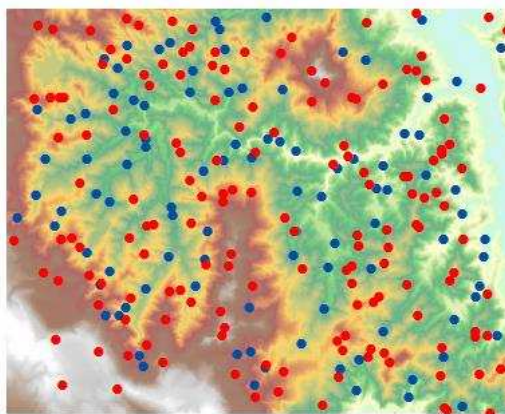


Figura 8 - Distribuição dos pontos 3D de checagem na área de estudo. Círculos vermelhos correspondem a pontos de cumeada e círculos azuis aos pontos de confluência da hidrografia.

Para avaliação da acurácia posicional tridimensional utilizando o método proposto (descrito no item 2) e para avaliação da planimetria e altimetria pelo Decreto-lei nº 89.817, fez-se o cálculo das discrepâncias posicionais (Equações 1, 2, 3, 4 e 5) baseadas nas diferenças de coordenadas dos pontos homólogos dos MDSs teste (SRTM-X e GDEM2) e o MDS de referência.

Como o Decreto-lei nº89.817 assume implicitamente a normalidade, foi utilizado o software R (R Core Team, 2014) para verificar a independência univariada dos dados, através do semivariograma e, posteriormente, caso a amostra de discrepância fosse independente, atestou-se a normalidade dos dados utilizando o teste Shapiro-Wilk. O software R foi utilizado também para a construção dos gráficos e diagramas Boxplot.

Considerando o cálculo da covariância das discrepâncias planimétrica e altimétrica (equação 29), foi aplicado o método proposto de avaliação da acurácia posicional tridimensional utilizando o Decreto-lei, conforme metodologia exposta no item 2.3.

Em seguida, aplicou-se a avaliação tradicional de acurácia posicional do Decreto-lei nº 89.817 avaliando a planimetria e altimetria separadamente, conforme item 2.1.

### **5.3. Resultados e Discussão**

De posse dos 258 pontos de checagem e suas respectivas discrepâncias posicionais, foi realizada a detecção de outliers com o uso do diagrama Boxplot. Maiores detalhes sobre a detecção de outliers via Boxplot podem ser encontrados em Montgomery e Runger (2008), e Santos et al. (2015).

A Figura 9 apresenta os diagramas Boxplot para as discrepâncias planimétrica, altimétrica (valores absolutos) e tridimensional para os MDSs SRTM-X e GDEM2. Foram detectados 17 outliers no MDS SRTM-X e 10 outliers no MDS GDEM2, sendo estes pontos retirados da amostra de avaliação da acurácia posicional.

Analisando a Figura 9, pode-se perceber uma alta dispersão dos dados na componente planimétrica e uma baixa dispersão para a componente altimétrica. Assim, como a componente tridimensional é obtida considerando a junção dos efeitos das discrepâncias planimétrica e altimétrica, obviamente houve uma maior influência das discrepâncias planimétricas nos valores da discrepância tridimensional. De forma geral, os MDSs SRTM-X e GDEM2 apresentaram magnitudes similares para as discrepâncias posicionais.

Após a retirada dos outliers presentes nas amostras de avaliação dos MDSs SRTM-X e GDEM2, foram obtidas as estatísticas básicas que descrevem a nova amostra de checagem dos MDSs avaliados, conforme apresentado na Tabela 3. As Figuras 10 e 11 apresentam os gráficos das discrepâncias posicionais dos pontos de checagem para os MDSs SRTM-X e GDEM2, respectivamente.

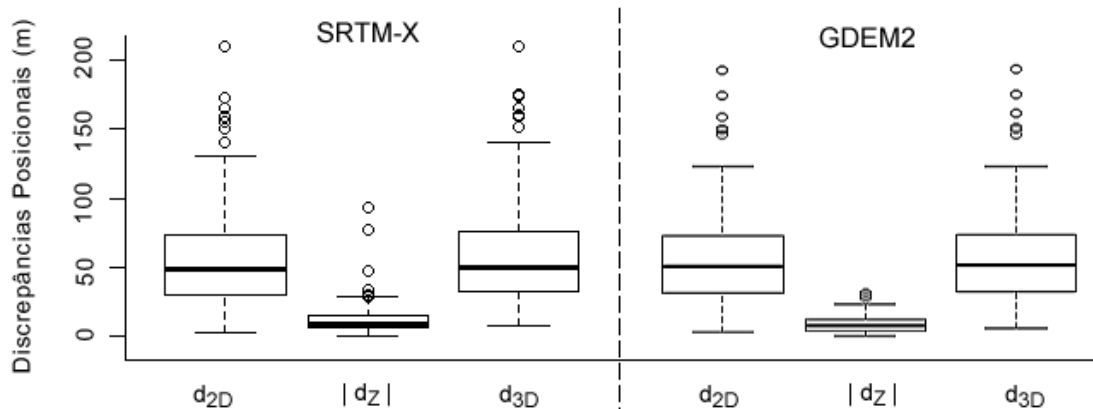


Figura 9 - Detecção de outliers via Boxplot para as discrepâncias planimétrica, altimétrica (valores absolutos) e tridimensional dos MDSs SRTM-X e GDEM2.

Tabela 3 - Estatísticas descritivas da amostra de checagem dos MDSs SRTM-X e GDEM2, após a retirada dos outliers.

Estatísticas	SRTM-X			GDEM2		
	$d_{2D}$	$d_z$	$d_{3D}$	$d_{2D}$	$d_z$	$d_{3D}$
N° Pontos	241	241	241	248	248	248
Média [m]	50,6	-10,2	52,6	52,5	4,7	53,6
RMS [m]	58,4	12,1	59,7	59,6	9,6	60,3
Mínimo [m]	3,1	-25,5	7,5	3,1	-21,4	5,7
Máximo [m]	130,7	9,6	130,9	123,0	22,5	123,3
Covariância(2D - Z)	1,993	-	-	-6,048	-	-

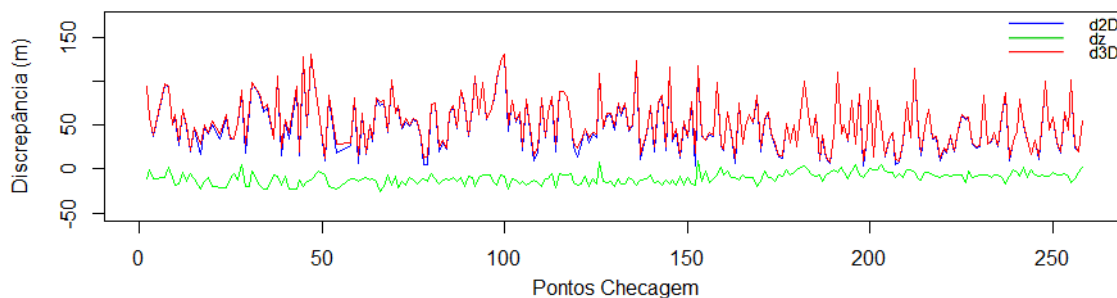


Figura 10 - Gráfico das discrepâncias posicionais na avaliação da acurácia posicional do MDS SRTM-X.

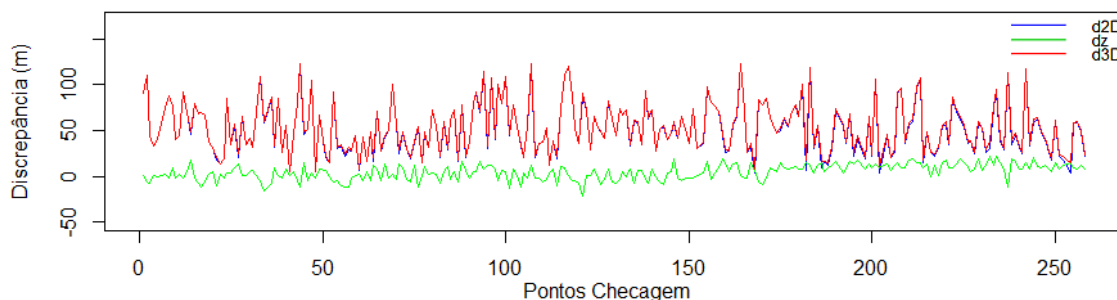


Figura 11 - Gráfico das discrepâncias posicionais na avaliação da acurácia posicional do MDS GDEM2.

Conforme se observa na Tabela 3, Figura 10 e Figura 11, a discrepância tridimensional teve um comportamento muito próximo da discrepância planimétrica, já

que a discrepância altimétrica apresentou uma menor magnitude. Isto pode ser endossado pelos valores de RMS das discrepâncias, onde o valor da altimetria ficou em torno de 10 a 12m, enquanto que o RMS das discrepâncias planimétricas e tridimensionais foram similares, em torno de 60m. Pode-se notar pelas estatísticas descritivas (Tabela 3) que a grande maioria das discrepâncias altimétricas apresentam valores negativos no MDS SRTM-X, indicando que em média o SRTM-X está cerca de 10m abaixo do MDS de referência. Já o MDS GDEM2 apresentou discrepâncias altimétricas tanto positivas quanto negativas, indicando que esse modelo possivelmente encontra-se, de modo geral, no mesmo nível que o modelo de referência, embora com variações em algumas das regiões referentes a esses dois modelos. A discrepância tridimensional apresentou uma média em torno de 53m para ambos os MDSs avaliados, com valores mínimos de cerca de 5m e valor máximo em torno de 130m.

Pode-se perceber que para a área de estudo a discrepância planimétrica é cerca de cinco a seis vezes maior que a discrepância altimétrica, e cerca de três vezes maior que as especificações técnicas dos MDSs avaliados.

Ao analisar o semivariograma das discrepâncias posicionais, percebeu-se que cada componente (planimétrica, altimétrica e tridimensional) de ambos os MDSs avaliados, não são independentes (univariado), portanto, não haveria como utilizar testes estatísticos para a inferência da normalidade dos dados (Mood et al., 1974) e, conseqüentemente, a utilização do Decreto-lei nº 89.817. Para efeitos de demonstração da aplicação do método proposto para avaliação da acurácia posicional tridimensional do Decreto-lei nº 89.817, negligenciou-se a avaliação da independência e normalidade dos dados.

Para investigação da contribuição da discrepância planimétrica e altimétrica para a obtenção da discrepância tridimensional foram avaliadas as correlações entre as variáveis utilizando o coeficiente de correlação linear para postos de Spearman. Tal coeficiente não necessita de nenhuma pressuposição quanto a distribuição dos dados (BEST e ROBERTS, 1975). Em seguida, foi aplicado o teste de independência multivariado não-paramétrico, baseados em testes de covariância de distâncias, implementado no pacote energy do software R (SZEKELY et al., 2007; SZEKELY e RIZZO, 2009). De acordo com a Tabela 3, os dados do SRTM-X e GDEM2 foram similares pelo fato da discrepância altimétrica não apresentar coeficiente de correlação linear significativa com a discrepância tridimensional, ao nível de significância de 5%. Aplicado ainda o teste de independência multivariada, conclui-se que as discrepâncias citadas são independentes entre si apenas no MDS GDEM2, ao nível de significância de

5%. Assim, supõe-se que a componente altimétrica não tem influência nas discrepâncias tridimensionais para o GDEM2, para essa densidade amostral. Por outro lado, até para a densidade amostral atual do SRTM-X, evidencia-se a não-independência entre as discrepâncias altimétrica e tridimensional. Já para a discrepância planimétrica, apresenta alta correlação linear e significativa, além de apresentar não-independência com a discrepância tridimensional.

Tabela 3 – Análise da correlação e independência entre as componentes posicionais dos MDSs SRTM-X e GDEM2, após a retirada dos outliers.

Análises	SRTM-X			GDEM2		
	$d_Z-d_{3D}$	$d_{2D}-d_{3D}$	$d_Z-d_{2D}$	$d_Z-d_{3D}$	$d_{2D}-d_{3D}$	$d_Z-d_{2D}$
<i>Coeficiente de Correlação de Spearman (<math>\rho</math>)</i>	-0,07	0,99	-0,02	0,02	0,99	-0,01
<i>Teste de Significância (p-value)*</i>	0,29	0,00	0,80	0,76	0,00	0,91
<i>Teste de Significância (interpretação)</i>	Não há correl.	Existe correl.	Não há correl.	Não há correl.	Existe correl.	Não há correl.
<i>Teste de Independência (p-value)**</i>	0,029	0,000	0,091	0,624	0,000	0,785
<i>Teste de Independência (Interpretação)***</i>	Não-indept.	Não-indept.	Indept.	Indept.	Não-indept.	Indept.

\*  $H_0: \rho=0$  – não há correlação entre as variáveis;  $H_a: \rho \neq 0$  – Existe correlação entre as variáveis.

\*\*  $H_0$ : As duas variáveis testadas são independentes;  $H_a$ : As duas variáveis testadas não são independentes.

\*\*\* Adotou-se um nível de significância de 5% para avaliar a independência e correlação entre as variáveis.

Em seguida, aplicou-se o método proposto para avaliação da acurácia posicional tridimensional, utilizando a equação (29) para o cálculo do  $PEC_{3D}$  e  $EP_{3D}$  para as escalas 1:100.000 e 1:250.000. É importante salientar que, para cada ponto de checagem, são geradas duas tolerâncias tridimensionais, o  $PEC_{3D}$  e o  $EP_{3D}$ , que utilizam as discrepâncias planimétrica e altimétrica de cada ponto de checagem em sua formulação.

O primeiro teste foi realizado utilizando a escala 1:100.000, obtendo as tolerâncias tridimensionais ( $PEC_{3D}$  e  $EP_{3D}$ ) a partir da equação (29). Após, aplicaram-se as duas condições propostas no item 2.3 para a classificação de um produto cartográfico, utilizando o Decreto-lei nº 89.817, quanto à sua acurácia posicional tridimensional: para a classe C, a primeira condição proposta foi aceita já que 92,1% (SRTM-X) e 92,3% (GDEM2) das discrepâncias tridimensionais foram menores ou iguais aos seus valores do  $PEC_{3D}$ ; já a segunda condição falhou, visto que apenas 24,9% (SRTM-X) e 0,0% (GDEM2) dos pontos de checagem apresentaram o valor do RMS das discrepâncias tridimensionais menores ou iguais aos valores calculados para o  $EP_{3D}$ . Assim, os MDSs SRTM-X e GDEM2 não foram classificados tridimensionalmente para a Classe C na escala de 1:100.000.

Diante da não classificação para a Classe C na escala de 1:100.000, os MDSs SRTM-X e GDEM2 foram validados para a Classe A na escala de 1:250.000. As discrepâncias tridimensionais, o RMS e as tolerâncias geradas para o PEC e EP tridimensional são apresentados nas Figura 12 e 13, para os MDSs SRTM-X e GDEM2, respectivamente. Com relação à análise tridimensional, verificou-se que: 98,3% (SRTM-X) e 99,6% (GDEM2) das discrepâncias tridimensionais foram menores ou iguais aos seus valores de  $PEC_{3D}$ ; na segunda condição, 92,9% (SRTM-X) e 97,6% (GDEM2) dos casos o valor do RMS das discrepâncias tridimensionais da amostra foi menor ou igual aos valores calculados para o  $EP_{3D}$  em cada ponto de checagem. Assim, os MDSs SRTM-X e GDEM2 foram classificados tridimensionalmente para a Classe A na escala de 1:250.000.

Ao avaliar a acurácia posicional planimétrica e altimétrica separadamente, conforme preconiza o Decreto-lei n° 89.817, obteve-se uma classificação, em ambos os MDSs avaliados, nas Classes A e C para a escala 1:100.000 em altimetria e planimetria, respectivamente. As Tabela 4 e 5 apresentam as condições e tolerâncias utilizadas para a classificação dos MDSs SRTM-X e GDEM2, na forma tradicional do Decreto-lei n° 89.817 e no método proposto neste trabalho.

Tabela 4 - Parâmetros e resultados da avaliação do MDS SRTM-X para a acurácia planimétrica e altimétrica, conforme metodologia tradicional do Decreto-lei n° 89.817, e a acurácia posicional tridimensional proposta neste trabalho.

Componente	Escala (Classe)	PEC	EP	$\%(d_i \leq PEC)$	$RMS(d_i) \leq EP$	Classificação
Altimétrico	1:100.000 (A) *	25	16,7	100,00%	Atende	Aprovado
	1:100.000 (A)	50	30	53,9%	Falhou	Reprovado
Planimétrico	1:100.000 (B)	80	50	84,2%	Falhou	Reprovado
	1:100.000 (C)	100	60	92,9%	Atende	Aprovado
Tridimensional	1:100.000 (C)	var	var	92,1%	24,9%	Reprovado
	1:250.000 (A)	var	var	98,3%	92,9%	Aprovado

\* Equidistância vertical correspondente a 50 metros.

var: tolerâncias variáveis de acordo com os valores de discrepâncias altimétricas e planimétricas.

$d_i$ : discrepância posicional;

Tabela 5 - Parâmetros e resultados da avaliação do MDS GDEM2 para a acurácia planimétrica e altimétrica, conforme metodologia tradicional do Decreto-lei n° 89.817, e a acurácia posicional tridimensional proposta neste trabalho.

Componente	Escala (Classe)	PEC	EP	$\%(d_i \leq PEC)$	$RMS(d_i) \leq EP$	Classificação
Altimétrico	1:100.000 (A) *	25	16,7	100,00%	Atende	Aprovado
	1:100.000 (A)	50	30	50,8%	Falhou	Reprovado
Planimétrico	1:100.000 (B)	80	50	83,1%	Falhou	Reprovado
	1:100.000 (C)	100	60	92,3%	Atende	Aprovado
Tridimensional	1:100.000 (C)	var	var	92,3%	0,0%	Reprovado
	1:250.000 (A)	var	var	99,6%	97,6%	Aprovado

\* Equidistância vertical correspondente a 50 metros.

var: tolerâncias variáveis de acordo com os valores de discrepâncias altimétricas e planimétricas.

$d_i$ : discrepância posicional;

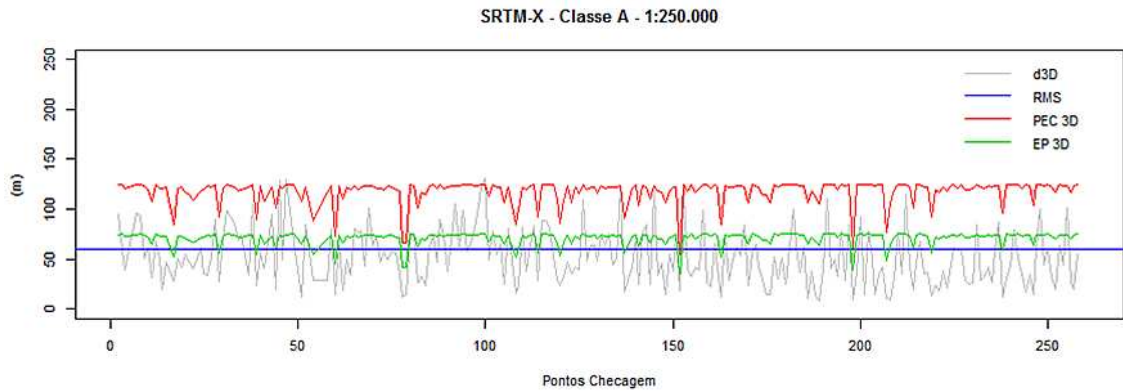


Figura 12 - Gráfico das discrepâncias tridimensionais do MDS SRTM-X, RMS destas discrepâncias, PEC e EP tridimensional para a classe A na escala 1:250.000.

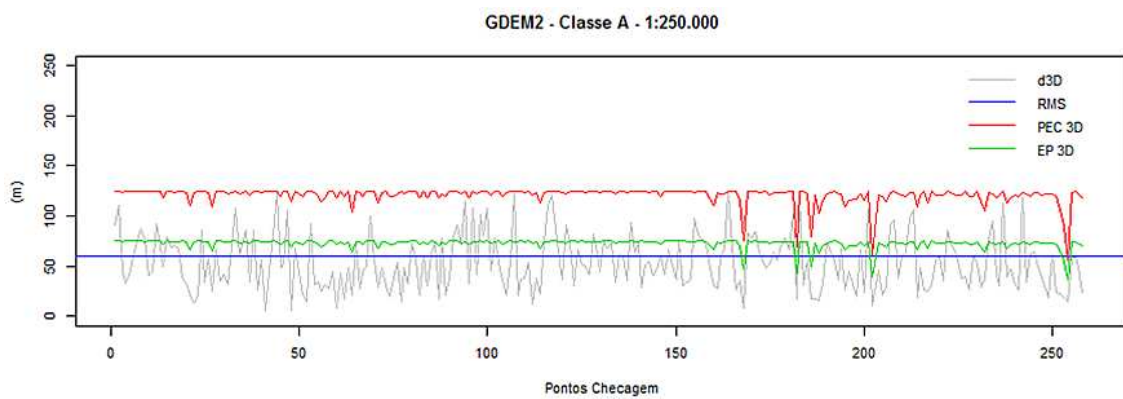


Figura 13 - Gráfico das discrepâncias tridimensionais do MDS GDEM2, RMS destas discrepâncias, PEC e EP tridimensional para a classe A na escala 1:250.000.

Assim como no teste simulado, na avaliação dos MDSs SRTM-X e GDEM2 percebe-se que o método proposto mostrou-se mais restritivo (Classe A - 1:250.000) quando comparado à metodologia tradicional do Decreto-lei nº 89.817, que avalia a acurácia planimétrica (Classe C - 1:100.000) e altimétrica (Classe A - 1:100.000) separadamente, indicando que o método proposto considera os efeitos conjuntos das discrepâncias planimétricas e altimétricas dos dados.

Ioannidis et al. (2014) avaliaram a acurácia vertical do GDEM versão 2 na Grécia, com o uso de 4.800 pontos de checagem obtidos via posicionamento GNSS, obtendo um RMS de 9,6m. Giacomini et al. (2015) avaliaram o GDEM versão 2 na região de Santa Bárbara em Minas Gerais, Brasil, para diferentes interpoladores e resoluções espaciais, utilizando uma base LiDAR como referência. O RMS médio dos testes realizados pelos autores foi da ordem de 24 metros. Este último trabalho considerou a etapa de homogeneização dos modelos geoidais utilizados no MDS de referência e no MDS a ser avaliado.

Rodriguez et al. (2005) obtiveram uma acurácia de 7,5m ao nível de confiança de 90%, através da comparação com dados GPS para a América do Sul. Kolecka e Kozak (2014) avaliaram o SRTM-X em uma área montanhosa na região da Polônia, obtendo uma discrepância vertical média de 9 metros e um RMS de 38,4 metros, sendo 74% dos pontos testados apresentando discrepâncias abaixo dos 16 metros da especificação técnica do SRTM. Os autores também concluíram que a presença de florestas pode inserir discrepâncias posicionais em cerca de 10 metros.

Apesar dos trabalhos mencionados negligenciarem ou não explicitarem a incerteza planimétrica do MDS ao verificar a acurácia vertical do modelo, utilizando o modo errôneo conforme explicitado na Figura 1, o RMS da discrepância altimétrica ou vertical obtida neste trabalho (12m e 10m para o SRTM-X e GDEM) é similar à maioria dos resultados citados.

Tachikawa et al. (2011) avaliaram a acurácia posicional do MDS Aster GDEM versão 2 em regiões do Japão e Estados Unidos. Com a utilização de mais de 18.000 pontos de checagem, obteve-se um RMS das discrepâncias altimétricas de cerca de 8,7m. Já para a discrepância horizontal, os autores compararam o GDEM com vários MDSs mais acurados, obtendo uma incerteza entre 70 e 80 metros. Dong et al. (2015) avaliaram a acurácia planimétrica e altimétrica do SRTM-X e GDEM2 tomando como referência um MDS mais acurado, para uma região da China. Os autores fizeram o registro dos MDSs SRTM-X e GDEM2 utilizando o método normalizado da correlação cruzada, obtendo uma discrepância planimétrica média. Após, os modelos foram avaliados quanto à sua acurácia vertical a partir de dados GPS. A média do deslocamento planimétrico para o SRTM-X foi  $x=-29,7m$  e  $y=43,7m$  e para o GDEM  $x=23,3$  e  $y=73,3m$ . O RMS da discrepância altimétrica foi 3,5m e 6,5m para o SRTM-X e GDEM2, respectivamente.

Diferentemente dos resultados obtidos por Dong et al. (2015), o presente trabalho analisou uma região em que o GDEM2 apresentou melhor RMS altimétrico que o SRTM-X. Já para a planimetria, os resultados são similares no fato do SRTM-X apresentar melhor qualidade que o GDEM2. Quanto ao trabalho de Tachikawa et al. (2011), a acurácia altimétrica foi similar ao resultado obtido neste trabalho. Já para a acurácia planimétrica, as discrepâncias médias foram da ordem de 50 metros, enquanto que os citados autores obtiveram cerca de 70 a 80 metros de discrepâncias. Tais diferenças podem ter sido causadas pelos métodos aplicados e principalmente pela região estudada.

Vale ressaltar que nos dados testados neste capítulo, a discrepância altimétrica do MDS GDEM2 não influenciou de modo significativo a discrepância tridimensional. Já o MDS SRTM-X apresentou nível de significância bem próximo do limiar de aceitação da

independência. Isto se justifica, conforme apresentado nas discussões acima, pelo fato dos MDSs SRTM e GDEM apresentarem maiores incertezas na planimetria do que na altimetria. A influência da planimetria e altimetria na componente tridimensional pode ser, ou espera-se que seja diferente para outros produtos cartográficos gerados a partir de diferentes técnicas de mapeamento.

A contribuição desta pesquisa decorre principalmente da metodologia de avaliação conjunta das discrepâncias planimétricas e altimétricas e, conseqüentemente, da discrepância tridimensional e sua avaliação da acurácia posicional baseada em um modelo de propagação de variâncias que possibilita classificar um produto cartográfico de acordo com a norma brasileira de qualidade posicional em dados espaciais tridimensionais. Neste sentido, os modelos SRTM-X e GDEM2 apresentam acurácia posicional tridimensional da ordem de 60 metros sendo classificados como Classe A para a escala de 1:250.000.

## **6. CONCLUSÕES**

Diante dos experimentos realizados, percebe-se o potencial e a viabilidade prática proporcionados pelo método proposto para avaliação da acurácia posicional tridimensional de produtos cartográficos utilizando o Decreto-lei n° 89.817.

De modo geral, os MDSs SRTM-X e GDEM2 apresentaram classificações similares quanto à acurácia posicional. Ambos os MDSs apresentaram acurácia planimétrica classe C e altimétrica classe A na escala 1:100.000, de acordo com a metodologia tradicional do Decreto-lei n° 89.817, que avalia as componentes separadamente. Utilizando o método proposto, obteve-se uma classificação da acurácia tridimensional Classe A na escala de 1:250.000.

O método proposto neste trabalho para avaliação da acurácia posicional tridimensional, que considera conjuntamente a altimetria e a planimetria, mostrou-se mais rigoroso que a análise separada da altimetria e planimetria como preconizado pelo Decreto-lei n° 89.817. Este resultado era esperado, já que a metodologia proposta foi desenvolvida a partir da propagação de variâncias das tolerâncias (PEC e EP) planimétricas e altimétricas.

No entanto, tal método possui uma limitação que é a necessidade que as discrepâncias posicionais sigam a distribuição normal e sejam independentes estatisticamente. Esta pressuposição de independência estatística em dados espaciais não é frequentemente verdadeira, como percebido no experimento prático realizado neste

trabalho e na literatura citada. Assim, trabalhos futuros devem buscar métodos para solução desta deficiência.

Um outro fator que deve-se ressaltar é que o método proposto, para avaliação da acurácia posicional tridimensional pelo Decreto-lei n° 89.817, possui tolerâncias tridimensionais (PEC e EP) para cada ponto de checagem, já que estas tolerâncias são dependentes dos valores das discrepâncias planimétricas e altimétricas que variam ponto a ponto. Isto não chega a ser um problema, mas pode trazer certa confusão.

Quanto à metodologia para identificação de pontos homólogos tridimensionais na avaliação de MDE/MDS, conforme teste simulado, a mesma se mostrou de fácil implementação e bastante eficiente para tal objetivo. Sugere-se para trabalhos futuros testar tal metodologia em diferentes produtos e tipos de relevos, bem como a avaliação da acurácia posicional tridimensional proposta.

Por fim, recomenda-se a investigação de métodos não-rígidos de correspondência de linhas como o ICP (Iterative Closest Point) para automatizar o processo de correspondência e seleção de pontos homólogos extraídos dos MDS de teste e de referência.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ARIZA, F. J. L.; ATKINSON, A. D. G. Analysis of some positional accuracy assessment methodologies. **Journal of Surveying Engineering**, v. 134, n° 2, 2008.
- BARBOSA, G. H. S. P. C. **Estrutura do Habitat e Diversidade de Macroinvertebrados Bentônicos em Corpos D'Água da bacia do ribeirão dos Macacos, MG**. Dissertação. Universidade Federal de Ouro Preto. 2011.
- BEST, D. J.; ROBERTS, D. E. Algorithm AS 89: The Upper Tail Probabilities of Spearman's rho. **Applied Statistics**, v. 24, n. 3, 377-379. 1975.
- BRASIL, **Decreto n° 89.817 de 20 de junho de 1984**. Normas Técnicas da Cartografia Nacional. Brasília, Diário Oficial da União, 1984.
- CASELLA, G.; BERGER, R. L. **Inferência Estatística**. Cengage Learning. 2010.
- DALMOLIN, Q. **Ajustamento por Mínimos Quadrados**. 2ª edição. Ed. UFPR. Curitiba, 180p., 2004.
- DONG, Y.; CHANG, H.C.; CHEN, W.; ZHANG, K.; FENG, R. Accuracy assessment of GDEM, SRTM, and DLR-SRTM in Northeastern China. **Geocarto International**. 2015.
- DSG - Diretoria do Serviço Geográfico. **Especificação Técnica para a Aquisição de Dados Geospaciais Vetoriais (ET-ADGV)**. Brasília-DF. 2010.
- EGG, G. C. **Geração de modelos digitais de superfície compostos utilizando imagens do sensor PRISM/ALOS**. (Magister Scientiae). Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, Minas Gerais, Brasil. 2012.

- ESRI. **ArcGIS**, 2014.
- FARR, T. G., et al. The Shuttle Radar Topography Mission, **Rev. Geophys.**, 45. 2007.
- GEMAEL, C. **Introdução ao ajustamento de observações: aplicações geodésicas**. Curitiba: Editora da UFPR, 319p. 1994.
- GHILANI, C. D. **Adjustment Computations: Spatial Data Analysis**. John Wiley & Sons, 2010.
- GIACOMIN, G.; CARVALHO, M. B.; SANTOS, A. P.; MEDEIROS, N. G.; FERRAZ, A. S. Análise comparativa entre interpoladores de modelos de superfícies. **Revista Brasileira de Cartografia**, n° 66/6, 2014.
- GRIPP JR, Joel. **Ortorretificação de imagens de alta resolução para aplicação no cadastro técnico rural e mapeamento de áreas de preservação permanente e reservas legais**. Tese de Doutorado. Universidade Federal de Viçosa. 2009.
- IMHOF, E. **Cartographic Relief Presentation**. ESRI Press, 2007.
- IOANNIDIS, C; XINOGALAS, E.; SOILE, S. Assessment of the global digital elevation models ASTER and SRTM in Greece. **Survey Review**, v. 46, n. 338, p. 342-354. 2014.
- ISO. **ISO 19113: Geographic information – Quality principles**. Switzerland 2002.
- LI, Z.; ZHU, Q.; GOLD, C. **Digital Terrain Modeling: Principles and Methodology**. Taylor & Francis, 2005.
- KAREL, W; KRAUS, K. Quality parameters of Digital Terrain Models. In: **Seminar on Automated Quality Control of Digital Terrain Models**, Aalborg, Denmark. EuroSDR Impress. 2006.
- KOLECKA, N.; KOZAK, J. Assessment of the Accuracy of SRTM C- and X-Band High Mountain Elevation Data: a Case Study of the Polish Tatra Mountains. **Pure Appl. Geophys**, v. 171, p. 897–912. 2014.
- MONTGOMERY, D. C.; RUNGER, G. C., **Estatística aplicada e probabilidade para engenheiros**. LTC, Rio de Janeiro, 2008.
- MOOD, A. M.; GRAYBILL, F. A.; BOES, D. C. **Introduction to the theory of statistics**. McGraw-Hill, 3ª edição, 1974.
- NERO, M. **Proposta para controle de qualidade de bases cartográficas com ênfase na componente posicional**. Tese, Universidade de São Paulo, Brasil, 2005.
- R Core Team. **R: A language and environment for statistical computing**. R Foundation for Statistical Computing, Disponível em: <<http://www.R-project.org/>>. Vienna, Austria. 2014.
- RODRIGUEZ, E.; MORRIS, C.S.; BELZ, J.; CHAPIN, E.; MARTIN, J.; DAFFER, W.; HENSLEY, S. **An Assessment of the SRTM Topographic Products**. Technical Report JPL D-31639, Jet Propulsion Laboratory, Pasadena, California, United States of America. 2005.
- ROYSTON, J. P. Algorithm AS 181: The W test for Normality. **Applied Statistics**, 31, 176–180, 1982.
- SANTOS, A. P. **Avaliação da Acurácia Posicional em Dados Espaciais com o uso de Estatística Espacial**. (Magister Scientiae). Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, Minas Gerais, Brasil. 2010.

- SANTOS, A. P.; MEDEIROS, N. G.; RODRIGUES, D. D.; SANTOS, G. R. **Avaliação da acurácia posicional planimétrica em modelos digitais de superfície com o uso de feições lineares**. Não Publicado. Brasil. 2015.
- SIBSON, R. A brief description of Natural Neighbor Interpolation. In: **Interpolating Multivariate Data**. New York, John Wiley & Sons, p. 21–36. 1981.
- SZEKELY, G.J.; RIZZO, M.L. Brownian Distance Covariance, **Annals of Applied Statistics**, v. 3, n. 4, p. 1236-1265. 2009.
- SZEKELY, G.J.; RIZZO, M.L.; BAKIROV, N.K. Measuring and Testing Dependence by Correlation of Distances, **Annals of Statistics**, v. 35, n. 6, p. 2769-2794. 2007
- STANAG n° 2215, **Standardization Agreement. Evaluation of land maps, aeronautical charts and digital topographic data**. Nato Standardization Agency – NSA. North Atlantic Treaty Organization (NATO). Bruxelas, 7ª Ed, 2010.
- TACHIKAWA, T.; HATO, M; KAKU, M.; IWASAKI, A. 2011. **The characteristics of ASTER GDEM version 2**. IGARSS, July, 2011.
- UREÑA, M. A.; MOZAS, A. T.; PÉREZ, J. L. Preliminary analysis of accuracy of contour lines using positional quality control methodologies for linear elements. In: **25th Conference of the International Cartographic Association**, 3–8 Julho. Paris, França. 2011.
- VIEIRA, S. R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAES, R. F.; ALVAREZ, V. H.; SCHAEFER, C. E. (Eds.). **Tópicos em ciências do solo**. Viçosa, MG, Brasil: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000.
- YAMAMOTO, J. K.; LANDIM, P. M. B. **Geoestatística - Conceitos e Aplicações**. Oficina De Textos, 2013.

## CAPÍTULO 4. METODOLOGIA GERAL PARA AVALIAÇÃO DA ACURÁCIA POSICIONAL EM DADOS ESPACIAIS

### **Resumo:**

Todas as normas e padrões existentes de controle de qualidade posicional em dados espaciais têm como pressuposto que a amostra das discrepâncias posicionais seja independente e com distribuição normal. No entanto, sabe-se que a natureza dos dados espaciais é, geralmente, de apresentar autocorrelação espacial. Neste sentido, este trabalho propõe uma metodologia geral para avaliação da acurácia posicional de dados espaciais com a utilização de técnicas Geoestatísticas e do Teorema Central do Limite, a fim de tratar dados dependentes espacialmente e/ou não-normais. Também é proposto um novo método de classificação da acurácia posicional baseado em intervalos de confiança. Utilizando a modelagem do semivariograma para as discrepâncias posicionais analisadas, foi obtido um conjunto de resíduos padronizados, o qual tem como propriedade ser não tendencioso, estatisticamente independente e seguir distribuição normal com média zero e variância mínima. Assim, foram avaliadas a acurácia posicional planimétrica, altimétrica e tridimensional de seis bases de dados contendo nove produtos cartográficos tridimensionais, utilizando os resíduos padronizados para atender a um intervalo de confiança e as discrepâncias para a determinação de uma escala máxima de utilização do dado espacial.

### **1. INTRODUÇÃO**

Diante da grande evolução tecnológica presente na área de levantamento e mapeamento, atualmente os produtos cartográficos possuem um bom nível de acurácia e apresentam uma alta densidade de informações tridimensionais. Apesar desta grande quantidade de informação, a avaliação da acurácia posicional ainda é realizada com poucos pontos de checagem (Höhle e Höhle, 2009), o que compromete uma maior confiabilidade no processo.

Ainda segundo Höhle e Höhle (2009), todas as normas de acurácia posicional assumem que as discrepâncias posicionais (doravante DP) sigam distribuição normal e sejam livres de outliers. Contudo, na maioria das vezes, tais considerações não são verdadeiras (LI et al., 2005; MAUNE, 2007).

Para lidar com este problema, Atkinson et al., (2005); Aguilar et al., (2007) e Höhle e Höhle (2009) sugerem o uso de estatísticas robustas para o tratamento do conjunto de dados que contenham outliers e que apresentem distribuições não-normais. Höhle e Höhle (2009) sugerem o uso da média e do desvio padrão para quantificar, respectivamente, erros sistemáticos e aleatórios em amostras normais. Para dados não-normais e com presença de outliers, os autores sugerem estimadores robustos baseados

em distribuição quantis como a mediana ( $Q_{0.5}$ ) para estimar o erro sistemático e Desvio Normalizado da Mediana Absoluta para estimar o erro aleatório.

Aguilar et al. (2007) exploraram três modos para a avaliação da acurácia posicional em MDS, baseados no uso da medida da discrepância quadrática média: para dados com distribuição normal, os autores utilizam o Intervalo de Confiança (IC), baseados na distribuição do Qui-Quadrado; para dados com distribuição aproximadamente normal, os autores sugerem o uso de IC baseado na distribuição t de Student; e para dados não-normais, os autores utilizaram um novo método baseado na teoria das funções, com uma abordagem não-paramétrica. Os autores citaram que os dados devem ser independentes, e caso estes apresentem autocorrelação espacial, deve-se introduzir algum tipo de correção na amostragem (reduzindo o número de pontos) de modo a garantir a independência.

Entretanto, sabe-se que a natureza dos dados espaciais é, normalmente, ser autocorrelacionados espacialmente, ou seja, feições próximas tendem a apresentar atributos similares (VIEIRA, 2000; LONGLEY et al., 2010). Todavia, como dito anteriormente, as atuais normas e padrões de qualidade posicional em dados espaciais são baseadas na premissa dos dados serem independentes estatisticamente. Assim, fica clara a importância de metodologias mais completas que consigam realizar a avaliação da acurácia posicional em dados não-independentes.

Para a situação de ocorrência de dependência espacial, a variabilidade espacial da maioria dos fenômenos naturais não pode ser representada por simples funções matemáticas, sendo aconselhada a utilização da Geoestatística, que é fundamentada na Teoria das Variáveis Regionalizadas, a qual emprega uma função numérica que varia espacialmente com uma continuidade aparente e possível de ser estimada pelo semivariograma (VIEIRA, 2000; BATISTA, 2012).

O semivariograma é uma das ferramentas da Geoestatística mais utilizadas para diagnosticar a dependência espacial, já que exige hipóteses de estacionaridade menos restritivas, como a hipótese intrínseca (GUIMARÃES, 2004). Para modelar a dependência espacial, deve-se ajustar um modelo teórico que se adeque ao semivariograma experimental dos dados em análise. Com este modelo teórico ajustado, podem-se prever valores em locais não-amostrados, considerando a variabilidade espacial dos dados. Esta interpolação de valores é chamada de Krigagem, e vem sendo utilizada em diversas aplicações por ser um estimador não-tendencioso e com variância mínima (VIEIRA, 2000).

Na Geoestatística, o processo de analisar a qualidade do ajuste de um modelo teórico ao semivariograma experimental é chamado de Validação Cruzada ou Autovalidação (ISAAKS e SRIVASTAVA, 1989; VIEIRA, 2000). Tal técnica consiste em, temporariamente, retirar um valor amostrado e prever o valor do mesmo com o uso do modelo teórico ajustado aos demais valores amostrados (ANDRIOTTI, 2003). Feito tal procedimento para todos os valores amostrados, tem-se um conjunto de valores observados e preditos (SANTOS et al., 2011). Assim, pode-se avaliar a qualidade do ajuste do modelo teórico utilizado através de medidas estatísticas sobre o resíduo e o resíduo padronizado (doravante RP) resultantes do processo de validação cruzada (VIEIRA, 2000).

Ferreira et al. (2013) apresentaram uma comparação entre a modelagem automática, via software, e a modelagem do semivariograma feita por um especialista. Os autores constataram a importância de se realizar uma avaliação rigorosa por meio deste último, através de análises prévias e minuciosas nos dados antes e durante a modelagem do semivariograma e uma posterior interpolação via krigagem. Assim, feita a modelagem do semivariograma de forma rigorosa, sabe-se que o conjunto de RP provenientes da Validação Cruzada demonstra como propriedades: apresentar valores próximos de 1, podendo ser positivo ou negativo; ser independente; seguir distribuição normal e; ter distribuição homogênea no espaço.

Sendo assim, pode-se vislumbrar a possibilidade de utilização de técnicas geoestatísticas na amostra de dados de checagem para avaliação da acurácia posicional em dados espaciais que sejam não-independentes por meio da utilização dos resíduos provenientes da validação cruzada, já que estes apresentam como propriedades a independência e normalidade. Portanto, este trabalho tem como objetivo apresentar uma metodologia geral para avaliação da acurácia posicional em dados espaciais, abordando a independência e normalidade dos dados. Especificamente, objetiva-se: (i) apresentar uma metodologia para avaliar a acurácia posicional, de uma amostra de checagem não-independente e não-normal utilizando o Teorema Central do Limite e técnicas de Geoestatística; (ii) aplicar a metodologia proposta em seis diferentes bases cartográficas tridimensionais, avaliando nove produtos cartográficos tridimensionais.

## **2. AVALIAÇÃO DA ACURÁCIA POSICIONAL ABORDANDO A INDEPENDÊNCIA E NORMALIDADE DOS DADOS**

O presente trabalho propõe uma metodologia geral para avaliação da acurácia posicional em dados espaciais, abordando a problemática da independência estatística e normalidade dos dados de checagem. A Figura 1 apresenta um fluxograma dos passos pertencentes à metodologia proposta: de posse da amostra de discrepâncias posicionais (DP) sem a presença de outliers, é realizada a análise da independência estatística e, posteriormente, a inferência sobre a normalidade desta amostra. Dependendo do resultado destas análises, surgem três possibilidades a serem seguidas: amostra independente e normal; independente e não-normal; e não-independente.

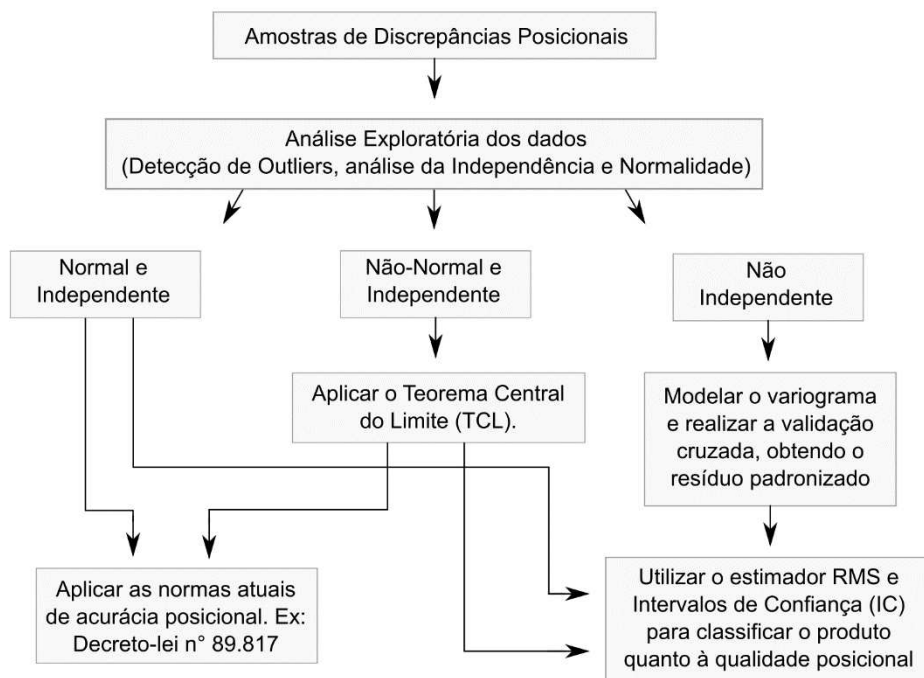


Figura 1- Metodologia para avaliação da acurácia posicional, abordando a problemática da independência estatística e normalidade dos dados.

O requisito principal de uma avaliação da acurácia posicional em dados espaciais é a amostra de checagem, a qual contém as discrepâncias posicionais (DP) do produto em análise. De posse da amostra de checagem, a primeira etapa da metodologia proposta é realizar a análise exploratória dos dados, na qual pode-se detectar a presença de outliers por meio da análise do gráfico boxplot. Após a identificação e remoção dos outliers, procede-se à análise da independência e normalidade desta amostra de checagem.

Vieira (2000) afirma que os testes de independência estatística não podem ser realizados antes que se prove a não existência de correlação da amostra com as distâncias de seus elementos (dependência espacial). Sendo assim, a ferramenta mais robusta para comprovar a dependência espacial e, conseqüentemente, inferir sobre a independência estatística dos dados é o semivariograma.

O semivariograma experimental é obtido a partir do cálculo das semivariâncias  $\hat{\gamma}(h)$  dada pela equação (1):

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2 \cdot N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [dp(x_i) - dp(x_i + h)]^2 \quad (1)$$

onde  $N(h)$  é o número de pares de valores de discrepâncias posicionais  $dp(x_i)$  e  $dp(x_i + h)$ , separados por uma distância  $h$ .

A representação do semivariograma experimental normalmente se dá na forma de um gráfico em que o eixo das ordenadas corresponde às semivariâncias, e o eixo das abscissas corresponde às distâncias entre os elementos da amostra, conforme Figura 2.

Espera-se que a semivariância aumente com a distância  $h$  até um valor máximo, o qual, segundo Andriotti (2003) e Ferreira et al. (2013), deve corresponder à variância dos dados estudados. A partir deste valor máximo há uma estabilização, sendo este valor de variância chamado de patamar. À distância dentro da qual a amostra apresenta-se autocorrelacionada espacialmente dá-se o nome de alcance (ver Figura 2.a). A partir da distância correspondente à estabilização da variância, diz-se que a amostra passa a ser independente, não apresentando correlação espacial (VIEIRA, 2000; ANDRIOTTI, 2003).

Sabe-se que raramente  $\hat{\gamma}(0) = 0$ , já que na maioria dos fenômenos estudados existe uma descontinuidade do semivariograma para distâncias menores do que a menor distância entre os elementos da amostra. Assim, quando  $\hat{\gamma}(0) \neq 0$ , surge um novo termo no semivariograma chamado de efeito pepita. A diferença entre o patamar e o efeito pepita é chamado de contribuição (SANTOS, 2010a; FERREIRA et al., 2013). Se o semivariograma apresentar apenas efeito pepita puro (Figura 2.b), diz-se que os dados são independentes espacialmente, ou seja, não apresentam autocorrelação espacial.

Quando o semivariograma apresenta um comportamento idêntico para todas as direções, a variável é isotrópica; caso contrário, é anisotrópica. Sendo constatada a anisotropia, deve-se corrigir tal comportamento através de transformações lineares, pois as mesmas impossibilitam a existência da estacionariedade, condição necessária para a precisão na análise e estimativas para a área em estudo (VIEIRA, 2000; SANTOS, 2010a; FERREIRA et al., 2013).

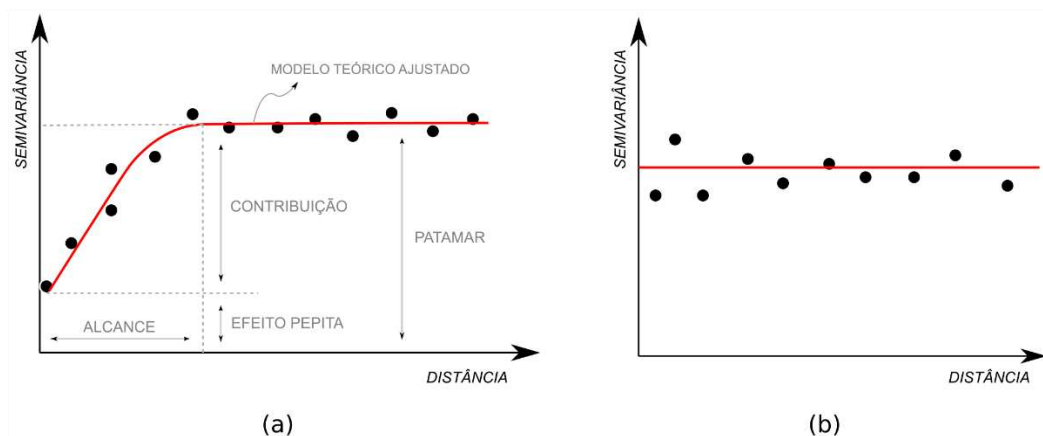


Figura 2 - Elementos do semivariograma para dados com dependência espacial (a) e um exemplo de um semivariograma para dados independentes espacialmente (b).

De posse do semivariograma experimental, pode-se ajustar um modelo teórico a este. Os modelos teóricos contemplam semivariogramas com e sem patamar. Dentre os modelos sem patamar, o mais utilizado é o modelo de potência, e dentre os com patamar, destacam-se os modelos exponencial, esférico e gaussiano (VIEIRA, 2000; SANTOS, 2010a).

O ajuste do modelo teórico ao semivariograma experimental é uma fase muito importante, já que todo o processo de estimação ou predição é baseado neste modelo. Vários softwares estatísticos e de SIG têm ferramentas implementadas para a modelagem automática de modelos teóricos ao variograma experimental; entretanto, Ferreira et al. (2013) indicam que a modelagem manual por um especialista ainda é insubstituível.

Ao analisar o semivariograma e constatar que a amostra de DP é independente estatisticamente, podem-se aplicar testes de normalidade univariada, já que, segundo Mood et al. (1974), estes pressupõem a independência dos dados. Conforme dito anteriormente, vale ressaltar que, pela sua própria natureza, produtos cartográficos geralmente são autocorrelacionados espacialmente, raramente sendo independentes estatisticamente.

## 2.1. Dados independentes e normais

Se a amostra de DP for normal e independente, podem-se aplicar os atuais padrões e normas de acurácia posicional – a exemplo do padrão brasileiro definido no Decreto-lei n° 89.817, conforme apresentados nos capítulos 2, 3 e 4 deste trabalho – ou o método de classificação proposto no item 2.4.

## **2.2. Dados independentes e não-normais**

Se a amostra for independente mas não seguir distribuição normal, sugere-se a aplicação do Teorema Central do Limite (TCL), conforme metodologia descrita em Mood et al. (1974) e Casella e Berger (2011). Tal procedimento consiste em agrupar alguns pontos de checagem próximos (cerca de 3 ou 4), gerando uma média das DP destes pontos de checagem, numa amostra mínima de pelo menos 30 agrupamentos. O resultado será uma nova amostra contendo as médias de discrepâncias para cada agrupamento. De acordo com o TCL, a distribuição das médias tende a uma distribuição normal, com a mesma média dos dados e com a variância dividida pela quantidade de dados. Recomenda-se aplicar novamente os testes para confirmação da normalidade e independência desta nova amostra de médias. Após, podem-se aplicar as normas ou padrões atuais de classificação de um produto quanto à sua acurácia posicional ou o método proposto no item 2.4, já que a nova amostra contém os pré-requisitos para tal aplicação.

## **2.3. Dados não-independentes**

Caso verificada a autocorrelação espacial (não-independência), Santos et al. (s.d.) sugere-se o uso da Geoestatística para manipulação dos dados. Posteriormente, aplica-se uma classificação da acurácia posicional do produto utilizando intervalos de confiança (IC) nos resíduos obtidos do processo de validação cruzada resultante da modelagem do variograma experimental dos dados, conforme item 2.4. A Figura 3 apresenta o processamento a ser realizado para obtenção de uma amostra independente estatisticamente e que siga a distribuição normal via utilização da Geoestatística, a partir de uma amostra autocorrelacionada espacialmente (SANTOS et al., [s.d.]).

A primeira etapa a se realizar em qualquer análise geoestatística consiste na análise exploratória dos dados (FERREIRA et al., 2013). A análise exploratória visa a realização de uma investigação preliminar dos aspectos espaciais e não-espaciais que são relevantes para verificar se as suposições feitas, por qualquer modelo provisório, são aproximadamente satisfeitas (DIGGLE e RIBEIRO JUNIOR, 2007). Tal análise é um procedimento importante, pois permite detectar a existência de dados discrepantes (outliers) e/ou tendências que podem afetar a identificação e interpretação da dependência espacial através do semivariograma (GUIMARÃES, 2004; FERREIRA et al., 2013). Realizada esta análise exploratória, parte-se para a modelagem do semivariograma através do ajuste de modelos teóricos.

Para criar um semivariograma experimental, deve-se definir uma direção, a distância de passo (lag) para que sejam selecionados os pares de pontos de checagem, e uma distância limite para o crescimento dos passos, tendo este último seu valor máximo utilizável até a metade da maior distância entre os pontos (ANDRIOTTI, 2003; DIGGLE e RIBEIRO JUNIOR, 2007). Deve-se escolher uma distância limite que melhor represente a dependência espacial das DP, para que, posteriormente, seja ajustado um modelo teórico ao semivariograma.

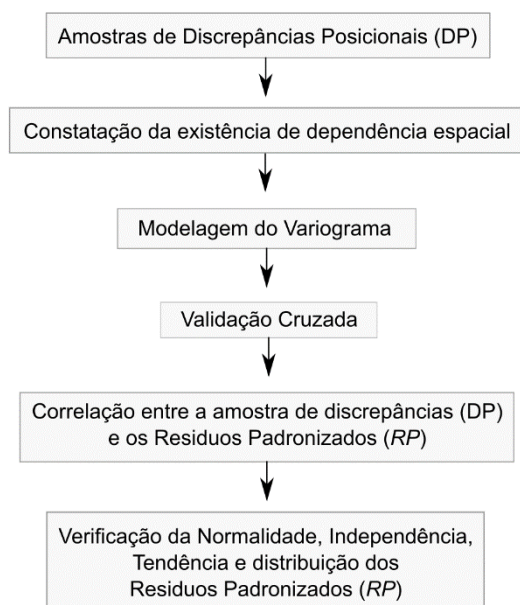


Figura 3 - Abordagem Geoestatística para avaliação da acurácia posicional em dados espaciais autocorrelacionados espacialmente.

É recomendável que o semivariograma experimental seja gerado para várias direções, possibilitando assim a análise da anisotropia dos dados. Normalmente, utilizam-se direções separadas entre si por ângulos de  $45^\circ$  (ANDRIOTTI, 2003). Caso detectada a isotropia (os dados não dependem da direção), aplica-se a construção do semivariograma omnidirecional. Ao contrário, verificada a anisotropia, devem-se utilizar transformações ou decomposições nos dados analisados.

Segundo Andriotti (2003), para ajustar o modelo teórico ao semivariograma deve-se ter bastante rigor nos primeiros pontos de semivariâncias do gráfico antes de atingir o patamar, já que é nesta área do gráfico que se avalia a dependência espacial. Os principais modelos teóricos com patamar são o Gaussiano, Exponencial e o Esférico.

Segundo Diggle e Ribeiro Junior (2007), após o especialista definir o modelo teórico e seus principais elementos (efeito pepita, alcance e contribuição), pode-se efetuar um ajuste destes ao semivariograma experimental com algumas técnicas, a exemplo:

Mínimos Quadrados Ordinários (OLS); Mínimos Quadrados Ponderado (WLC); Máxima Verossimilhança (ML) e; Máxima Verossimilhança Restrita (REML).

Para avaliar o ajuste do modelo teórico utilizando as técnicas baseadas no método dos mínimos quadrados, pode-se utilizar a soma dos quadrados dos resíduos ou o coeficiente de determinação ( $R^2$ ) provenientes da validação cruzada, conforme apresentado por Ferreira et al. (2013). Para avaliação do ajuste das técnicas baseadas no método da máxima verossimilhança pode-se utilizar o critério de informação de Akaike (AIC) (AKAIKE, 1974).

Após a modelagem do variograma, executa-se o processo de validação cruzada, gerando o RP. Conforme dito anteriormente, os RP serão independentes, normais, não-tendenciosos e homogêneos (VIEIRA, 2000; FERREIRA et al., 2013; YAMAMOTO e LANDIM, 2013).

Com a amostra de RP obtida do processo de validação cruzada, é obtida a correlação estatística desta variável com a amostra de DP. Se o resultado for uma correlação de moderada a forte (sugere-se  $r \geq 0,6$ ), os RP são representativos das DP, podendo dar-se continuidade ao processo para classificação da acurácia posicional baseado nos RP. Caso a correlação seja fraca (sugere-se  $r < 0,6$ ), não se recomenda prosseguir o processamento, sendo aconselhável a revisão da modelagem do variograma. Se ainda assim a correlação continuar baixa, deve-se analisar se a quantidade de dados de checagem está influenciando na modelagem do variograma.

Um dos pontos críticos entre a Geoestatística e o Controle de Qualidade Posicional em dados espaciais é o número de pontos de checagem utilizado na análise. A Geoestatística, para sua análise de dependência espacial e posterior modelagem, requer uma densidade grande de pontos (SANTOS et al., s.d.). Já no Controle de Qualidade Posicional em dados espaciais, devido aos custos para coleta de tais pontos de checagem, adota-se um número menor de pontos (20 pontos de acordo com a norma norte-americana NSSDA, e 167 pontos para norma da OTAN denominada STANAG), com baixa densidade quando comparado com as análises geoestatísticas.

Constatada uma correlação moderada ou forte, verifica-se a independência com base no variograma dos RP. Não constatada autocorrelação espacial nos RP, passa-se para etapa de verificação da normalidade dos RP, que pode ser realizada utilizando o teste de Shapiro-Wilk. Caso constatada dependência espacial e/ou não-normalidade, sugere-se adotar as mesmas medidas da hipótese de correlação fraca.

Em seguida, avalia-se a presença de tendências no conjunto de RP, de modo a identificar qualquer tipo de efeito sistemático presente nos dados. No controle de

qualidade cartográfico é usual aplicar o teste t de Student para analisar a tendência conforme Merchant (1982), Ariza (2002), Nero (2005) e Santos (2010b). Após, pode-se espacializar os RP e classificá-los em diferentes simbologias de acordo com os quartis aos quais cada RP representa. Esta espacialização tem como objetivo atestar a homogeneidade espacial dos dados, verificando se há presença de regiões com agrupamentos de RP de alto valor.

#### **2.4. Classificação da Acurácia Posicional**

O padrão de acurácia posicional brasileiro (Decreto-lei n° 89.817) tem suas classificações baseadas em diferentes tolerâncias para cada uma das três classes possíveis para uma mesma escala. Assim, um produto pode ser classificado em uma escala com a possibilidade de não atender à tolerância mais rígida, mas outra de menor rigor.

Para este trabalho, propõe-se um novo método de avaliação da acurácia posicional. Este método surge da necessidade de classificar os RP provenientes da manipulação Geoestatística para amostras de checagem inicialmente não-independentes, embora tal método possa ser empregado para quaisquer conjuntos de DP que sigam normalidade e sejam independentes. Diferentemente do Decreto-lei, a classificação da acurácia posicional proposta (Figura 4 e Tabela 3) baseia-se na determinação da escala máxima de utilização do produto aliada à sua classe (1, 2 ou 3) obtida pelo enquadramento dos dados a um intervalo de confiança.

Para a determinação da escala máxima de uso, propõe-se a utilização do estimador RMS das discrepâncias posicionais ( $RMS_{DP}$ ). Justifica-se o uso da medida do RMS das DP ( $RMS_{DP}$ ) para tal fim tendo em vista tratar-se de uma das medidas mais utilizadas no âmbito do controle de qualidade posicional, sendo uma medida de acurácia proposta por Gauss, a qual quantifica os efeitos aleatórios (precisão) e sistemáticos (viés) do conjunto de dados (MONICO et al., 2009). O RMS é um estimador que pode ser utilizado para descrever um conjunto de dados independente da sua distribuição de probabilidade. Para sua utilização, deve-se retirar os outliers presentes no conjunto de dados, já que o valor do RMS é influenciado por eles. Segundo Santos (2010b), o  $RMS_{DP}$  é um estimador que retorna a incerteza presente no dado espacial avaliado, apresentando a magnitude da discrepância que ocorre em relação ao campo ou ao produto tomado como referência. Muitos autores sugerem a utilização da medida do desvio padrão para avaliação da acurácia, mas tal estimador quantifica apenas os efeitos aleatórios, ou seja, a dispersão em torno da média amostral.

Para complementar a utilização do estimador  $RMS_{DP}$  verificando o grau de confiabilidade dos dados, podem-se utilizar Intervalos de Confiança (IC). O IC visa definir um intervalo dentro do qual a medida de acurácia do produto a ser avaliado deve estar localizada com um determinado nível de confiança (AGUILAR et al., 2007).

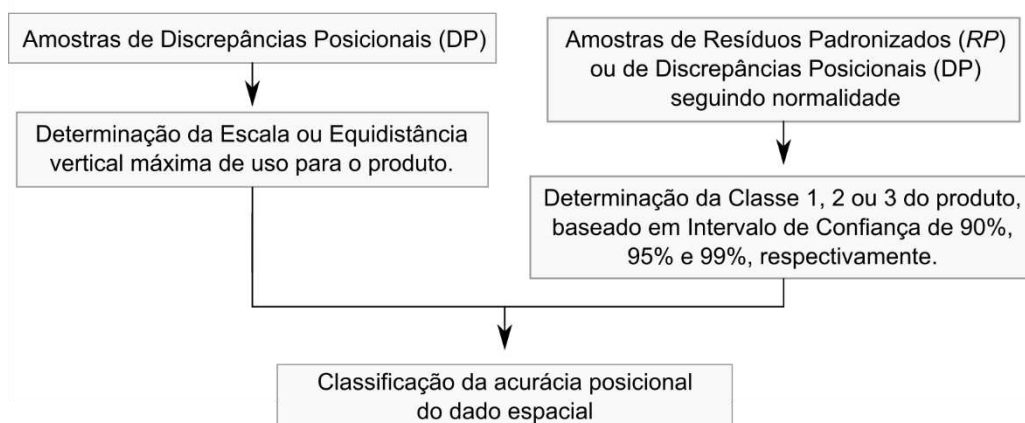


Figura 4 - Processo de classificação do dado espacial com base nos RP e DP.

Caso a amostra de checagem apresente DP normais e independentes, ou com o conjunto de dados de RP normais e independentes (provenientes da manipulação Geoestatística de dados autocorrelacionados espacialmente) ao utilizar o IC para distribuição normal, geram-se dois limiares para este intervalo. A proposta de classes baseadas no IC considera que pelo menos noventa por cento dos dados estejam contidos entre os limiares do IC (90%), IC (95%) e IC (99%), sendo enquadrados como Classe 1, Classe 2 e Classe 3, respectivamente.

Para a determinação da escala máxima de uso do produto, recomenda-se a utilização do valor do  $RMS_{DP}$ . As tolerâncias utilizadas para planimetria e altimetria foram baseadas no Decreto-lei n°89.817, NSSDA e ASPRS. Neste trabalho, sugere-se para o caso da planimetria, a divisão do RMS pela tolerância 0,3mm para obtenção do denominador da escala máxima. Para altimetria, propõe-se a multiplicação do RMS pelo fator 3 para obtenção da equidistância vertical (EV) máxima entre curvas de nível. Para o caso tridimensional, como nenhuma das normas citadas possuem metodologias para tal avaliação, a princípio, propõe-se a tolerância de 0,33mm para obtenção do denominador da escala máxima de uso.

Para a definição da tolerância tridimensional de 0,33mm, foi obtido o valor, em metros, da resultante das tolerâncias planimétricas e altimétrica ( $T_{3D} = \sqrt{T_{2D}^2 + T_Z^2}$ ), para as diferentes escalas e EV presentes no mapeamento sistemático brasileiro. Em seguida, estes valores foram divididos pelo denominador da escala, sendo obtida a tolerância

tridimensional em milímetros para cada escala. A Tabela 1 apresenta os resultados deste procedimento.

Tabela 1 - Teste utilizado para definição da tolerância tridimensional.

Mapeamento Sistemático		Tolerâncias (m)			Tolerância (mm)
Denominador Escala (DE)	EV	2D	Z	3D	3D
		$0,0003m*DE$	$(1/3)*EV$	$\sqrt{(2D^2 + Z^2)}$	$3D \div ESC$
25.000	10	7,5	3,3	8,2	0,33
50.000	20	15	6,7	16,4	0,33
100.000	50	30	16,7	34,3	0,34
250.000	100	75	33,3	82,1	0,33

Realizando diversos testes iniciais da classificação proposta (Tabela 2), perceberam-se algumas incoerências:

- (i) quando os dados de DP altimétrica apresentam magnitude muito menor que as DP planimétricas, a obtenção da DP tridimensional quase não é influenciada pela altimetria, sendo sua magnitude similar às DP planimétricas. Assim, devido às tolerâncias definidas, a escala máxima de uso na componente 3D é menos rigorosa que o 2D;
- (ii) quando os dados de DP altimétrica apresentam magnitude muito maior que as DP planimétricas, a escala máxima de uso da altimetria é muito mais rigorosa do que a obtida para as componentes 2D e 3D.

O que se espera é que a escala máxima da componente 3D seja igual ou mais restritiva que os resultados das outras componentes, já que sua magnitude é maior que as demais componentes, visto que a discrepância tridimensional é a resultante das discrepâncias altimétricas e planimétricas. Analisando os resultados iniciais da classificação proposta, em várias bases de dados e valores simulados (conforme Tabela 2), percebe-se que se a razão entre o RMS planimétrico e o RMS altimétrico for maior que 2.1 ocorre o problema descrito em (i). Para resolver o problema e a classificação ficar coerente, quando a razão entre os RMS for maior que 2,1, a tolerância da componente tridimensional será igual à tolerância da componente planimétrica (0,3mm).

No caso (ii), onde a acurácia altimétrica é mais rigorosa que a acurácia tridimensional, propõe-se a utilização da escala correspondente à EV máxima obtida, para a definição de escala máxima de uso para a componente 3D. A escala correspondente à EV máxima pode ser obtida através de uma simples proporção (regra de três). Utilizando os dados da Simulação 1 como exemplo, percebe-se EV máx. igual a 10,5m; sabe-se que

a EV de 10m corresponde à uma escala de 1:25.000, assim o denominador da escala (25.000) está para EV=10m e o denominador da escala a determinar está para EV=10,5m. Realizando a proporção, obtém-se um denominador de 26.250. Arredondando o valor, obtém-se uma escala máxima de 1:27.000.

Tabela 2 - Testes iniciais aplicando as tolerâncias definidas.

Dados	RMS (2D)	RMS (Z)	RMS (3D)	Razão RMS (2D/Z)	DE max 2D	EV max	DE max 3D
	[m]	[m]	[m]		RMS÷0,0003m	RMS*3	RMS÷0,00033m
Simulação 1	7,0	3,5	7,8	2,0	23.333	10,5	23.716
Simulação 2	30,0	16,5	34,2	1,8	100.000	49,5	103.752
Simulação 3	15,0	6,5	16,3	2,3	50.000	19,5	49.539
Simulação 4	13,5	6,5	15,0	2,1	45.000	19,5	45.404
Simulação 5	32,0	16,0	35,8	2,0	106.667	48,0	108.415
Simulação 6	45,0	7,0	45,5	6,4	150.000	21,0	138.004
Simulação 7	2,0	4,5	4,9	0,4	6.667	13,5	14.923
Simulação 8	73,0	20,0	75,7	3,7	243.333	60,0	229.364
Simulação 9	20,0	8,0	21,5	2,5	66.667	24,0	65.275
Simulação 10	20,0	40,0	44,7	0,5	66.667	120,0	135.519

Por fim, a Tabela 3 define as tolerâncias e metodologia adotada para a classificação da acurácia posicional planimétrica, altimétrica e tridimensional.

Tabela 3 - Tolerâncias propostas para classificação da acurácia posicional baseada na análise dos RP e DP.

Classificação	Planimetria (2D)	Altimetria (Z)	Tridimensional (3D)
<b>Escala ou EV**</b>	$ESC_{2D} = RMS(d_{2D}) \div 0,3mm$	$EV = 3 * RMS(d_Z)$	. Se $(RMS_{2D}/RMS_Z) \leq 2,1$ então $ESC_{3D} = RMS(d_{3D}) \div 0,00033m$ caso contrário $ESC_{3D} = RMS(d_{3D}) \div 0,0003m$ . Se $(ESC_Z$ for mais rigorosa que $ESC_{3D})$ então $ESC_{3D} = ESC_Z$
<b>Classe 1</b>	90% RP ou DP estar contido no IC(90%)		
<b>Classe 2</b>	90% RP ou DP estar contido no IC(95%)		
<b>Classe 3</b>	90% RP ou DP estar contido no IC(99%)		

\*\* Determinação do denominador da escala máxima ou equidistância vertical máxima entre curvas de nível

A Tabela 4 apresenta os resultados dos dados utilizados na Tabela 2 para a classificação da acurácia posicional proposta na Tabela 3.

Tabela 4 - Resultados do método de classificação da acurácia posicional para os dados simulados.

Base	Razão RMS (2D/Z)	2D		Z		3D		
		DE max	Resultado Final	EV max	Resultado Final	1ª cond.	2ª cond.	Resultado Final
		RMS=0,0003m		RMS*3				
Simulação 1	2,0	23.333	1/24.000	10,5	11	23.716	26.250	1/27.000
Simulação 2	1,8	100.000	1/ 100.000	49,5	50	103.752	103.752	1/104.000
Simulação 3	2,3	50.000	1/50.000	19,5	20	54.493	54.493	1/55.000
Simulação 4	2,1	45.000	1/45.000	19,5	20	45.404	45.404	1/46.000
Simulação 5	2,0	106.667	1/107.000	48,0	48	108.415	108.415	1/109.000
Simulação 6	6,4	150.000	1/150.000	21,0	21	151.804	151.804	1/152.000
Simulação 7	0,4	6.667	1/7.000	13,5	14	14.923	14.923	1/15.000
Simulação 8	3,7	243.333	1/244.000	60,0	60	252.301	252.301	1/253.000
Simulação 9	2,5	66.667	1/67.000	24,0	24	71.802	71.802	1/72.000
Simulação 10	0,5	66.667	1/67.000	120,0	120	135.519	300.000	1/300.000

### 3. RESULTADOS DA AVALIAÇÃO DA ACURÁCIA POSICIONAL DE SEIS BASES DE DADOS ESPACIAIS

Esta seção ilustra a aplicação da metodologia exposta na seção 2 para 9 (nove) produtos cartográficos contidos em 6 (seis) bases de dados espaciais em diferentes áreas de estudos. As bases de dados contêm MDSs que tiveram sua acurácia posicional relativa avaliada, tendo como referência um MDS mais acurado, à exceção da base de dados RMBH, na qual para se avaliar o MDS foram utilizados pontos GNSS levantados em campo, como referência. A avaliação da acurácia posicional foi realizada para componente planimétrica (horizontal), altimétrica (vertical) e tridimensional.

Todas as bases de dados avaliadas passaram por um processo de homogeneização dos referenciais altimétricos e horizontais. Este processo consistiu de transformações entre sistemas de projeções e datum. Em bases cujas altimetrias dos dados utilizaram modelos geoidais diferentes para representação da altitude ortométrica, foram transformadas as altitudes ortométricas para elipsoidais, conforme metodologia adotada nos capítulos 2 e 3 deste trabalho.

Para os dados provenientes de cartas topográficas, foi necessária a geração dos MDSs. Giocomin et al. (2014) sugerem o uso do interpolador Topo to Raster implementado no software ArcGIS (ESRI, 2014) para a representação de superfícies terrestres, já que o mesmo apresenta resultados superiores aos outros interpoladores. Para uma melhor representação, gerou-se o MDS com base nas curvas de nível, pontos cotados e feições hidrográficas.

Tanto para os MDSs gerados a partir de cartas topográficas quanto para os MDSs obtidos via interferometria ou estereoscopia, foi analisada a presença de depressões

espúrias (sink) no modelo e, caso verificadas tais depressões, utilizou-se o processo de preenchimentos (fill), para que o fluxo do modelo não apresentasse inconsistências. Este passo é de extrema importância para a extração da direção de fluxo e fluxo acumulado em cada célula do MDS para que se consiga extrair a hidrografia numérica e, posteriormente, as linhas de cumeadas, conforme apresentado nos capítulos 2 e 3.

Como é sabido, um dos grandes problemas de se avaliar a acurácia posicional em MDS é a obtenção de pontos homólogos. No capítulo 4 deste trabalho é proposta uma metodologia para extração de pontos homólogos entre MDS utilizando feições lineares. Tal método é baseado na extração de linhas de hidrografia numérica e linhas de cumeadas em ambos os MDS, teste (T) e referência (R) que, posteriormente, extraem pontos das interseções entre as linhas de cumeadas e pontos de confluência da hidrografia. Tais pontos são insumos para realizar a seleção de pontos homólogos de checagem (Figura 4).

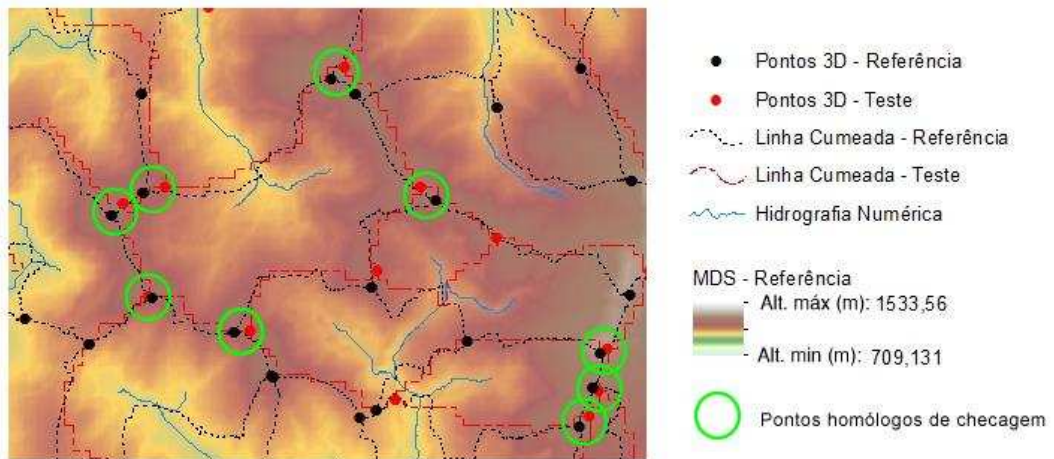


Figura 5 - Seleção dos pontos (cumeadas) homólogos de checagem para avaliação da acurácia posicional.

De posse das coordenadas dos pontos homólogos, foram calculadas as discrepâncias posicionais (DP) planimétricas ( $d_{i_{2D}}$ ), altimétricas ( $d_{i_Z}$ ) e tridimensionais ( $d_{i_{3D}}$ ), conforme equações 2, 3 e 4.

$$d_{i_Z} = Z_{i_T} - Z_{i_R} \quad (2)$$

$$d_{i_{2D}} = \sqrt{(X_{i_T} - X_{i_R})^2 + (Y_{i_T} - Y_{i_R})^2} \quad (3)$$

$$d_{i_{3D}} = \sqrt{(X_{i_T} - X_{i_R})^2 + (Y_{i_T} - Y_{i_R})^2 + (Z_{i_T} - Z_{i_R})^2} \quad (4)$$

Em seguida, analisaram-se as DP para identificar possíveis outliers com a utilização do diagrama boxplot. Procedeu-se simultaneamente às análises de outliers nas

DP altimétricas, planimétricas e tridimensionais, sendo removido o ponto de checagem se alguma DP fosse detectada como outlier.

Após, foi verificada a autocorrelação espacial das bases de dados no software R (R Core Team, 2014), sendo a manipulação dos dados e a avaliação da acurácia posicional realizada pela metodologia exposta na seção 2. Para efeitos de comparação da metodologia proposta, foi aplicada a classificação da acurácia posicional utilizando o Decreto-lei nº 89.817 (desconsiderando a análise de independência e normalidade). Realizaram-se duas classificações: (i) aplicando o Decreto-lei na sua forma tradicional para escalas usuais do mapeamento sistemático e cadastral brasileiro e; (ii) aplicando o Decreto-lei utilizando apenas as tolerâncias da classe A, já que estas foram bases para as tolerâncias planimétricas e altimétricas utilizadas no método proposto no item 2.4.

### **3.1. Avaliação de um MDE gerado a partir de uma carta topográfica na escala de 1:50.000 e um MDS proveniente de imagens ALOS/PRISM, na região de Trajano de Moraes/Macaé no estado do Rio de Janeiro [RJ]**

Nesta etapa, foram avaliados dois MDE/MDS: (i) MDE gerado a partir da carta topográfica de topônimo Trajano de Moraes na escala de 1:50.000, produzida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), denominado de m50 e; (ii) MDS gerado por estereoscopia através de imagens ALOS/PRISM pertencentes ao projeto RJ-25 produzido pelo IBGE, neste estudo denominado rj25. Como referência para a avaliação da acurácia posicional, utilizou-se um MDE gerado a partir da carta topográfica na escala de 1:25.000, também produzido pelo IBGE e chamado aqui por m25. A área de estudo é apresentada na Figura 6.

Tanto os dados de teste quanto os de referência foram homogeneizados no referencial SIRGAS 2000, com altitudes ortométricas referenciadas ao marégrafo de Imbituba. Para a extração dos pontos homólogos utilizando linhas de cumeada, empregou-se um limiar de 10ha para considerar a formação de um curso d'água na região. Ao todo foram selecionados 127 pontos de checagem homólogos nos dois MDE/MDS teste e no MDE de referência.

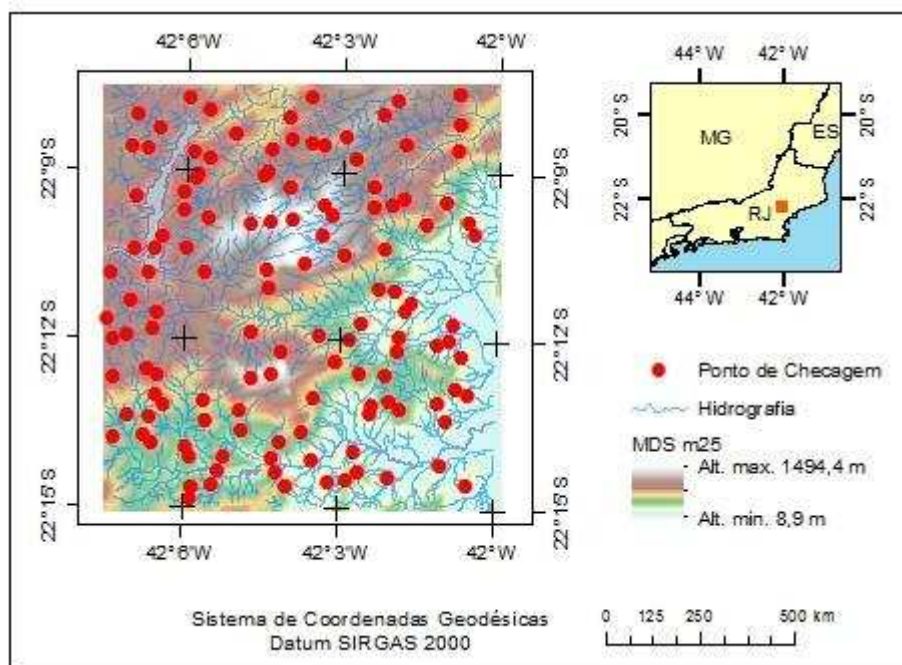


Figura 6 - Área de estudo na região dos municípios de Trajano de Moraes e Macaé no estado do Rio de Janeiro.

De posse das coordenadas dos pontos homólogos, foram calculadas as DP, que são os insumos principais para avaliação da acurácia posicional. Em seguida, foi realizada a detecção de outliers via boxplot (Figura 7), obtendo como resultados 5 e 17 pontos de checagem como outliers para os modelos m50 e rj25, respectivamente. Após a retirada dos outliers da amostra de DP, foi realizada a análise exploratória, sendo seus resultados apresentados na Tabela 5.

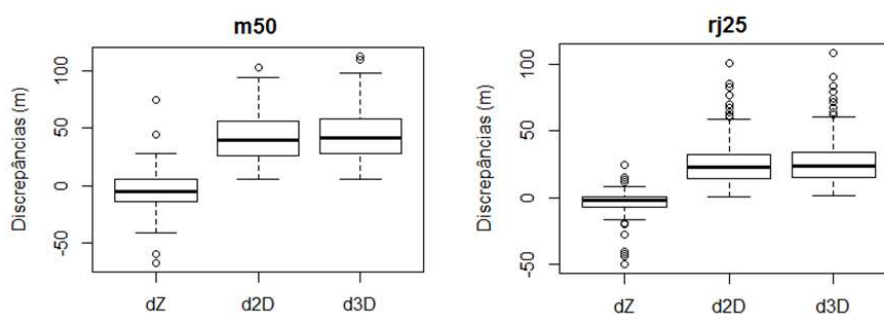


Figura 7 - Boxplot das discrepâncias posicionais originais dos dados m50 e rj25.

Após, foi analisado o semivariograma para as DP e verificada a dependência espacial. Assim, aplicou-se a metodologia exposta no item 2.3, modelando o semivariograma omnidirecional com um modelo teórico, sendo os elementos da modelagem apresentados na Tabela 5.

Por fim, foi realizada a validação cruzada, sendo gerada uma amostra RP na qual se verificou a correlação com as DP, a normalidade, a tendência e independência através

do semivariograma dos resíduos padronizados. Os resultados destas análises são apresentados na Tabela 5. Os semivariogramas, a distribuição espacial e o gráfico de correlação das DP e RP para o MDS m50 são apresentados nas Figura 8 e 9. As figuras referentes ao MDS rj25 estão disponíveis no Apêndice A.

Tabela 5 - Resultados da avaliação da acurácia posicional para os produtos m50 e rj25.

Etapas	itens	MDE m50			MDE rj25		
		Z	2D	3D	Z	2D	3D
<b>Análise Exploratória</b>	n° pontos:	122			110		
	Média di (m):	-5,14	41,8	44,65	-2,7	22,6	23,39
	Mínimo di (m):	-41,3	5,85	5,9	-16,9	0,69	1,68
	Máximo di (m):	28,1	94,7	98,1	8	53,5	53,92
	Variância di (m <sup>2</sup> ):	195,25	484,5	461,13	25,5	134,58	131,03
	RMS di (m):	14,89	47,43	49,71	5,73	25,5	26,13
	Conc. distrib. di:	bordas	oeste	oeste	bom	bom	bom
	Tendência di?	sim	sim	sim	sim	sim	sim
Normalidade di:	17/	0,1/	0,1/	15/	0,01/	0,02/	
<b>Modelagem Variograma</b>	Semivariograma di:	depend.	depend	depend	depend	depend	depend
	Distância Max (m):	6000	5800	6000	5100	5100	5100
	Contribuição (m <sup>2</sup> ):	190	350	300	22	40	40
	Alcance (m):	780	800	700	800	800	800
	Efeito pepita (m <sup>2</sup> ):	10	80	100	3	80	80
	Modelo Teórico:	exp	exp	exp	sph	exp	exp
	Modelo Ajustado:	ols	reml	reml	ols	reml	reml
<b>Validação Cruzada</b>	Normalidade RP:	25/	10/	3/	12/	15/	7/
	r (di-RP):	0,82	0,84	0,84	0,98	0,95	0,95
	Conc. distrib. RP:	bom	bom	bom	bom	bom	bom
	Tendência RP?	não	não	não	não	não	não
Semivariograma RP:	Indept.	Indept.	Indept.	Indept.	Indept.	Indept.	
<b>Classificação por IC dos RP</b>	Esc./EV. max:	45	1/159.000	1/166.000	18	1/85.000	1/88.000
	Classe:	2 (IC=95/ )	2 (IC=95/ )	2 (IC=95/ )	1 (IC=90/ )	2 (IC=95/ )	2 (IC=95/ )
<b>D.L. 89817 (Classe A)</b>	Esc./EV.:	52	1/159.000	-	19	1/85.000	-
<b>D.L. 89.817</b>	Esc./EV.:	50 (B)	1/100.000 (B)	-	20 (A)	1/50.000 (C)	-

\*Conc. Distrib. = Concentração Espacial dos maiores valores de Discrepâncias (di) ou Resíduos Padronizados (RP) na área de estudo;

\* r = coeficiente de correlação linear;

\* teste de tendência t de Student ao nível de significância de 10%.

\* Normalidade expressa em nível de significância obtida pelo p-value.

\* depend. = dependência espacial

\* indept = independente

\* modelos teóricos: exp = exponencial; gau = gaussiano; sph = esférico;

\* modelo ajustado: ols = mínimos quadrados ordinário; wlc = mínimos quadrados ponderado; ml = máxima verossimilhança; reml = máxima verossimilhança restrita;

\* IC = Intervalo de Confiança;

\* Esc. = Escala; EV. = Equidistância vertical (m);

\* D.L. = Decreto-lei.

RJ - m50

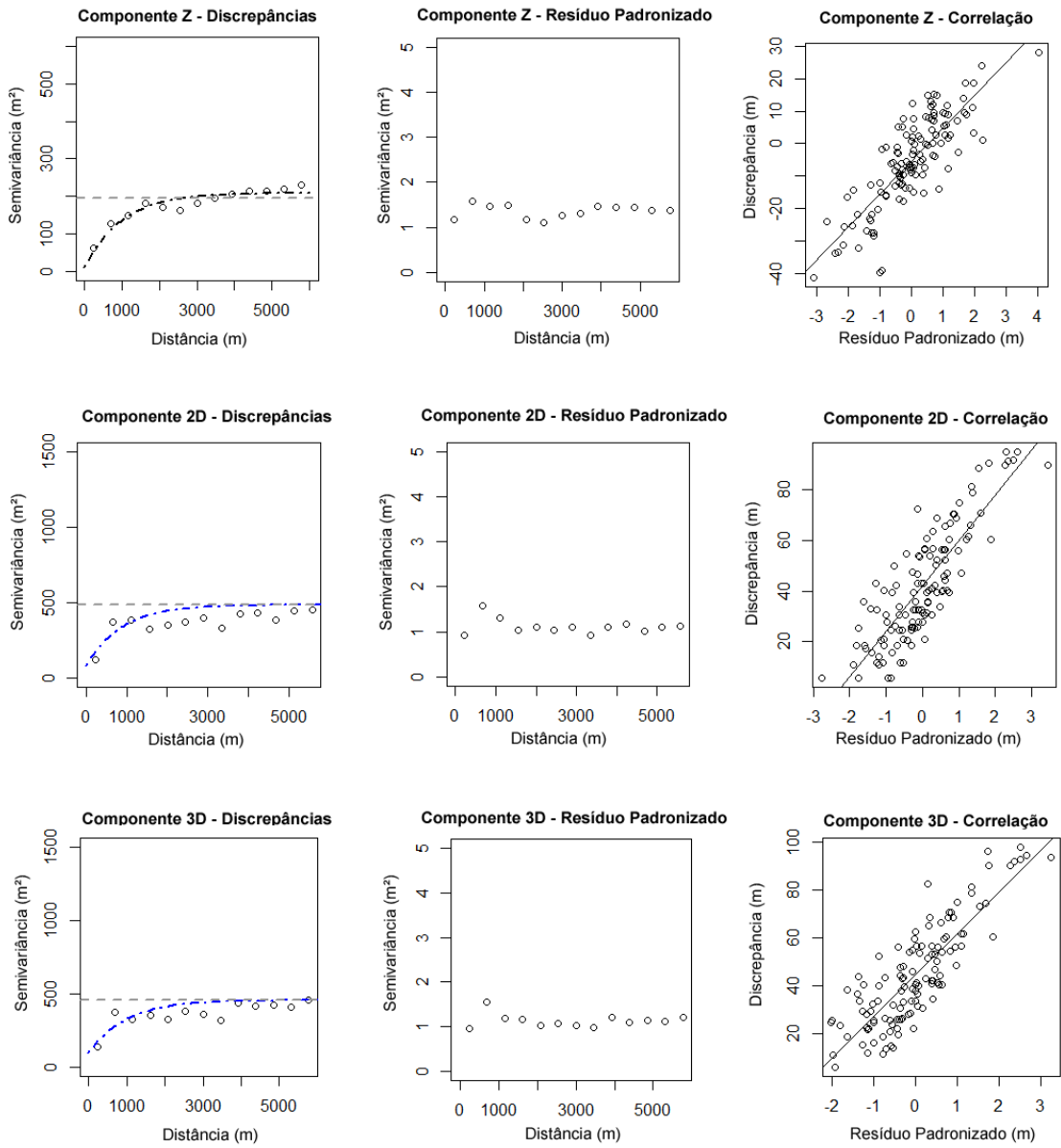


Figura 8 - Semivariograma modelado para as DP, semivariograma dos RP e a correlação entre as discrepâncias e RP para o produto m50.

RJ - m50

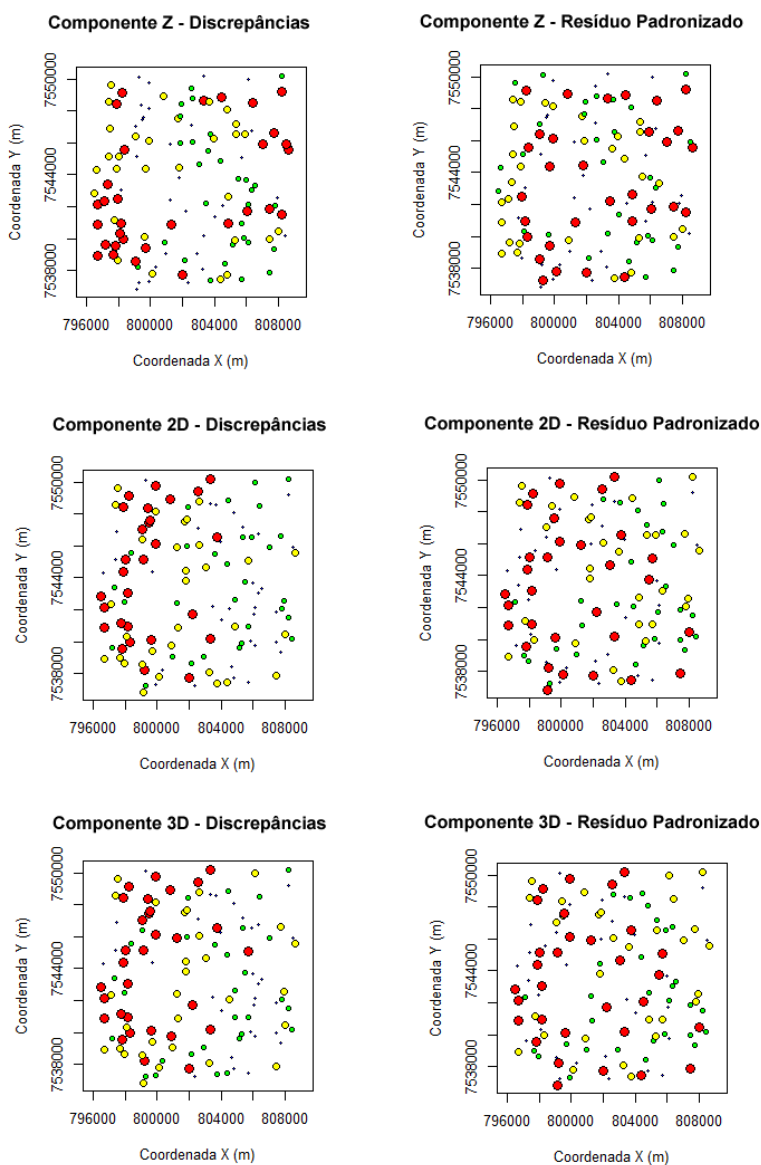


Figura 9 - Distribuição espacial das DP e dos RP para o produto m50.

Analisando o gráfico boxplot (Figura 7), percebe-se que as discrepâncias nas componentes planimétrica e tridimensional possuem magnitudes e amplitudes similares em ambos os modelos, m50 e rj25. Já a componente altimétrica de ambos os modelos possui magnitude menor quando comparada aos componentes planimétrico e tridimensional.

Em relação à modelagem do semivariograma, as DP dos modelos m50 e rj25 apresentaram dependência espacial, sendo ajustado o modelo teórico exponencial no semivariograma, exceto a componente altimétrica do rj25 que utilizou o modelo esférico.

O RP proveniente da validação cruzada apresentou correlação linear forte ( $r \approx 0,8$ ) e muito forte ( $R^2 \approx 0,95$ ) com as DP do m50 e rj25, respectivamente. Todas as componentes posicionais apresentaram RP independentes e normais. Quanto à análise de

tendência nos dados, ambos os modelos m50 e rj25 apresentaram tendência nas DP, sendo que, após a modelagem geoestatística, os RP apresentaram ser não tendenciosos. Quanto à homogeneidade dos dados, o produto m50 apresentou distribuição concentrada dos maiores valores de DP após a modelagem geoestatística, sendo que os RP apresentaram uma boa dispersão de sua magnitude na área de estudo, conforme Figura 9. Para o rj25, tanto a DP quanto o RP apresentaram boa distribuição espacial.

A princípio, se esperava uma classificação do produto m50 para a escala de 1:50.000 e do produto rj25 uma escala de 1:25.000. Entretanto, realizando o controle de qualidade posicional e avaliando a acurácia posicional de acordo com a metodologia proposta no item 2.4, com a utilização das DP e RP, verificou-se um nível de acurácia para os produtos m50 e rj25, respectivamente: 1:166.000 (Classe 2) e 1:88.000 (Classe 2) para a componente 3D; 159.000 (Classe 2) e 1:85.000 (Classe 2) para a componente 2D e; equidistância máxima de 45m (Classe 2) e 18m (Classe 1).

Desconsiderando a análise de independência e normalidade dos dados, foi aplicado o padrão brasileiro de acurácia posicional, descrito pelo Decreto-lei 89.817. Avaliando apenas o enquadramento dos produtos nas tolerâncias definida para a Classe A do Decreto-lei, obtiveram-se resultados similares para a planimetria e classificações mais restritivas para a altimetria quando comparado à aplicação do método proposto no item 2.4, para ambos os modelos testados. Já com os resultados da aplicação tradicional do Decreto-lei, utilizando todas as tolerâncias definidas em suas classes, o produto m50 apresentou acurácia compatível com a escala 1:100.000 e o produto rj25 foi classificado para a escala de 1:50.000 (ver Tabela 5).

### **3.2. Avaliação de um MDE gerado a partir de uma carta topográfica na escala de 1:50.000, na região de Viçosa no estado de Minas Gerais [VicoSB]**

Para esta base de dados, denominada VicoSB, foi avaliado um MDE gerado a partir da carta topográfica de topônimo Viçosa na escala de 1:50.000, produzida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), para a região da bacia do ribeirão São Bartolomeu no município de Viçosa-MG. A área de estudo compreende cerca de 55 km<sup>2</sup>, sendo delimitada pelas latitudes 20°43'53"S a 20°50'13"S e longitudes 42°50'41"W a 42°55'03"W, conforme apresentada pela Figura 10.

A referência para avaliação da acurácia posicional do MDE VicoSB é um MDE proveniente de curvas de nível obtidas através de uma restituição a partir de imagens estereoscópicas do satélite Ikonos II. Ambos os modelos teste e de referência são

referenciados ao sistema geodésico SAD 69 (South American Datum of 1969) e representados na projeção UTM (Universal Transversa de Mercator) fuso 23S. A altitudes são ortométricas referenciadas ao marégrafo de Imbituba.

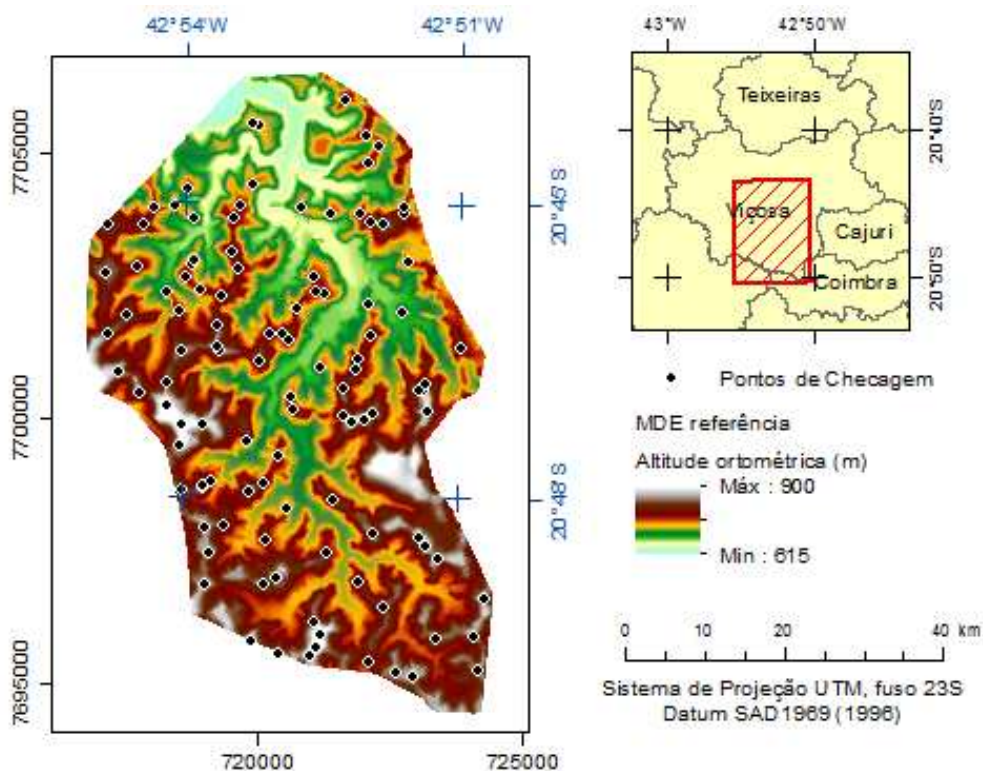


Figura 10 - Área de estudo na região da bacia do ribeirão São Bartolomeu no município de Viçosa no estado de Minas Gerais.

Empregou-se também, para este caso, um limiar de 10ha para considerar a formação de um curso d'água na região, e extrair os pontos homólogos utilizando linhas de cumeada. Ao todo, foram selecionados 110 pontos de checagem homólogos em ambos os MDE.

De posse das coordenadas dos pontos homólogos, foram calculadas as DP e aplicada a detecção de outliers via boxplot, obtendo como resultados 7 pontos de checagem como outliers. Após a retirada dos outliers da amostra de discrepâncias posicionais, foram realizadas a análise exploratória e a análise do semivariograma, bem como realizada a validação cruzada, sendo gerada uma amostra de RP na qual se verificou a correlação entre as DP, independência através do semivariograma dos RP, a normalidade e a tendência (Tabela 6). A distribuição espacial, o gráfico dos histogramas e tendências das DP e RP estão disponíveis no Apêndice C.

Tabela 6 - Resultados da avaliação da acurácia posicional para o produto VicoSB.

Etapas	itens	VicoSB		
		Z	2D	3D
Análise Exploratória	n° pontos:	103		
	Média di (m):	1,68	35,71	36,8
	Mínimo di (m):	-18,4	3,5	5,2
	Máximo di (m):	20,45	78,6	78,6
	Variância di (m <sup>2</sup> ):	66,93	302,7	292,72
	RMS di (m):	8,35	39,88	40,75
	Conc. distrib. di:	noroeste	bom	bom
	Tendência di?	não	sim	sim
Modelagem Variograma	Normalidade di:	32/	2/	2/
	Semivariograma di:	depend.	depend.	depend.
	Distância Max (m):	1600	1500	1500
	Contribuição (m <sup>2</sup> ):	55	290	290
	Alcance (m):	200	300	300
	Efeito pepita (m <sup>2</sup> ):	0	10	10
	Modelo Teórico:	exp	sph	exp
Validação Cruzada	Modelo Ajustado:	ols	ols	ols
	Normalidade RP:	58/	2/	2/
	r (di-RP):	0,99	0,99	0,99
	Conc. distrib. RP:	noroeste	bom	bom
	Tendência RP?	não	não	não
Classificação por IC dos RP	Semivariograma RP:	indept.	indept.	indept.
	Esc./EV. max:	26	1/133.000	1/136.000
D.L. 89817 (Classe A)	Classe:	1 (IC=90/ )	2 (IC=95/ )	2 (IC=95/ )
	Esc./EV.:	31	1/133.000	-
D.L. 89817	Esc./EV.:	20 (C)	1/100.000 (B)	-

- \*Conc. Distrib. = Concentração Espacial dos maiores valores de Discrepâncias (di) ou Resíduos Padronizados (RP) na área de estudo;
- \* r = coeficiente de correlação linear;
- \* teste de tendência t de Student ao nível de significância de 10%.
- \* Normalidade expressa em nível de significância obtida pelo p-value.
- \* depend. = dependência espacial
- \* indept = independente
- \* modelos teóricos: exp = exponencial; gau = gaussiano; sph = esférico;
- \* modelo ajustado: ols = mínimos quadrados ordinário; wlc = mínimos quadrados ponderado; ml = máxima verossimilhança; reml = máxima verossimilhança restrita;
- \* IC = Intervalo de Confiança;
- \* Esc. = Escala; EV. = Equidistância vertical (m);
- \* D.L. = Decreto-lei.

Analisando a Tabela 6, percebe-se que as discrepâncias nas componentes planimétrica e tridimensional possuem magnitudes e amplitudes similares. Já a componente altimétrica de ambos os modelos possui magnitude menor quando comparada às componentes planimétricas e tridimensional.

Em relação à modelagem do semivariograma, as DP apresentaram dependência espacial, sendo utilizado o modelo teórico exponencial, exceto a componente planimétrica que utilizou o modelo esférico (Figura 11).

vicoSB

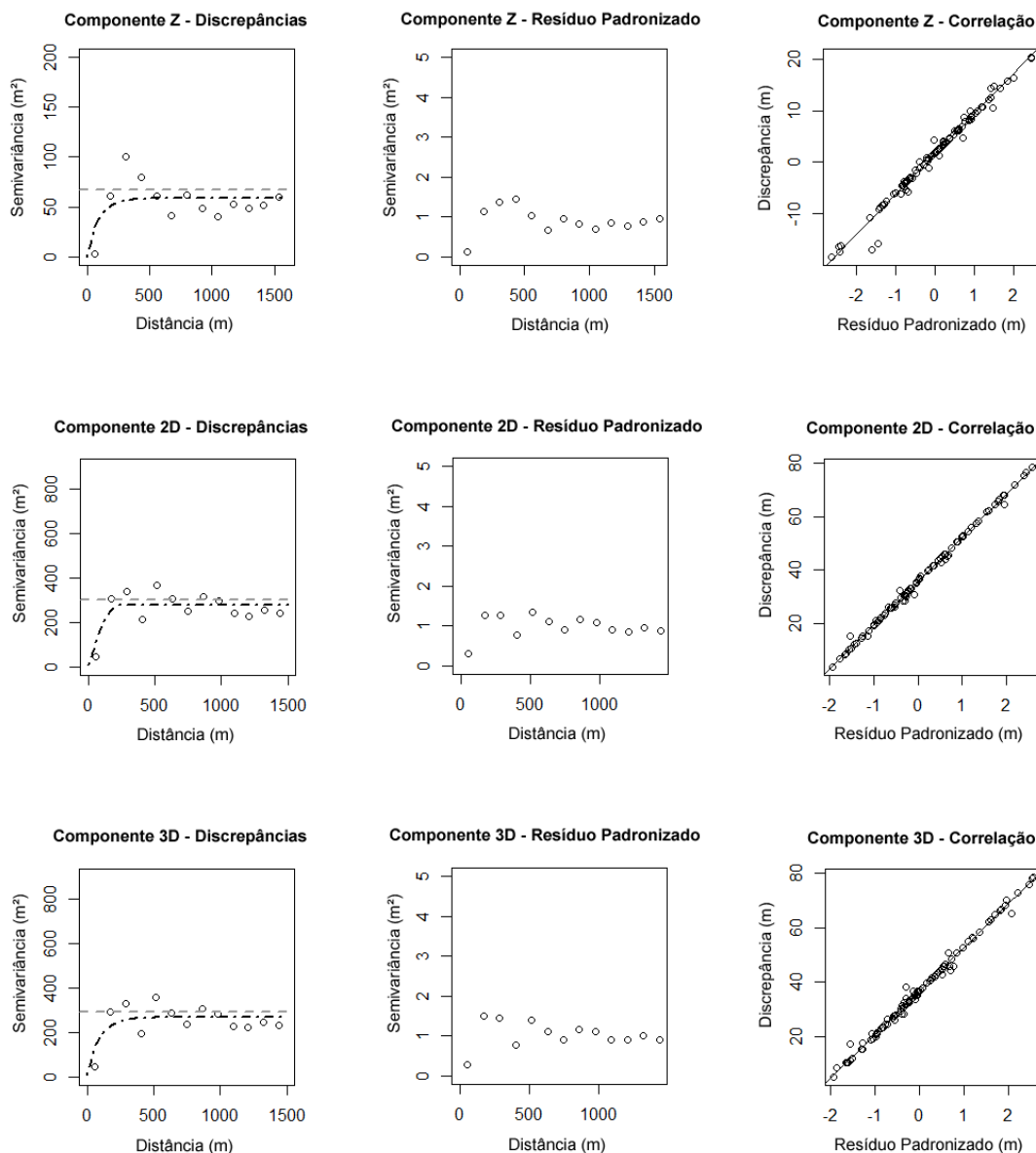


Figura 11 - Semivariograma modelado das DP, semivariograma dos RP e gráfico de correlação entre DP e RP para o produto VicoSB.

O RP proveniente da validação cruzada apresentou correlação linear muito forte ( $R^2 \approx 0,99$ ) com as DP. Todas as componentes posicionais apresentaram RP seguindo a distribuição normal, ao nível de significância de 2%. Quanto à análise dos semivariogramas dos RP (Figura 11), eventual dependência porventura verificada é considerada inexistente, já que um número insignificante de pares de pontos está representado no primeiro ponto do semivariograma. Tal problema provém de uma baixa densidade da amostra utilizada, em comparação à necessidade de um tamanho maior para as manipulações geoestatísticas. Sendo assim, considera-se que tais RP são independentes.

Quanto à análise de tendência nos dados, o MDE VicoSB apresentou tendência nas DP, sendo que, após a modelagem geoestatística, os RP apresentaram ser não tendenciosos. Quanto à homogeneidade dos dados, a amostra de checagem apresentou distribuição concentrada dos maiores valores de DP na região noroeste para a componente altimétrica. Após a modelagem geoestatística, os RP apresentaram uma boa dispersão de sua magnitude na área de estudo, para todas as componentes posicionais.

A princípio, se esperava uma classificação do produto VicoSB para a escala de 1:50.000. Entretanto, devido à desatualização da carta topográfica utilizada (produzida na década de 1980), verificou-se um nível de acurácia de 1:133.000 (Classe 2) e 1:136.000 (Classe 2) para as componentes planimétrica e tridimensional, respectivamente. Para a componente altimétrica, obteve-se uma equidistância vertical máxima de 26m Classe 1.

Aplicado o Decreto-lei 89.817 apenas para a classe A, desconsiderando a análise de independência e normalidade dos dados, obteve-se classificação similar na planimetria e resultado mais restritivo na altimetria quando comparado ao método proposto no item 2.4. Entretanto, na aplicação tradicional do Decreto-lei, obteve-se uma acurácia posicional 1:100.000 (Classe B) para planimetria e uma classificação para a equidistância de 20m Classe C na altimetria.

### **3.3. Avaliação de um MDE gerado a partir de uma carta topográfica na escala de 1:25.000, na região de Nova Lima no estado de Minas Gerais [NL25]**

Nesta base de dados foi avaliado um MDE gerado a partir de curvas de nível (equidistância vertical de 10m) obtidas através de restituição compatível com escala de 1:25.000 (produto doravante denominado NL25). O MDE utilizado como referência foi obtido a partir de curvas de nível com equidistância vertical de 1m, provenientes de um levantamento topográfico. Todos os dados foram gentilmente cedidos pela Prefeitura de Nova Lima. Ambos os modelos de teste e de referência estão atrelados ao sistema geodésico SAD 69 (South American Datum of 1969), representados na projeção UTM (Universal Transversa de Mercator) fuso 23S, com altitudes ortométricas referenciadas ao marégrafo de Imbituba.

A área de estudo compreende a região de São Sebastião das Águas Claras no município de Nova Lima - MG, com aproximadamente 15 km<sup>2</sup>, sendo delimitada pelas latitudes 20°01'50"S a 20°04'34"S e longitudes 43°54'25"W a 43°57'16"W, conforme apresentada pela Figura 12.

Para a extração dos pontos homólogos, utilizaram-se de pontos de interseção entre linhas de cumeada e pontos de confluência, empregando um limiar de 5ha para considerar a formação de um curso d'água na região. Ao todo, foram selecionados 60 pontos de checagem homólogos em ambos os MDEs.

Foram calculadas as DP e aplicada a detecção de outliers via boxplot, obtendo como resultados 2 pontos como sendo outliers. Como nos casos anteriores, após a retirada dos outliers da amostra de DP, foram realizadas a análise exploratória, modelagem do semivariograma e a validação cruzada (ver Tabela 7).

Com a amostra de RP, foi verificada a correlação com as DP, a normalidade, a tendência e independência através do semivariograma dos resíduos padronizados. Os resultados destas análises são apresentados na Tabela 7. As figuras referentes aos semivariogramas, distribuição espacial, gráfico de correlação, histogramas e tendências das DP e RP estão disponíveis no Apêndice D deste trabalho.

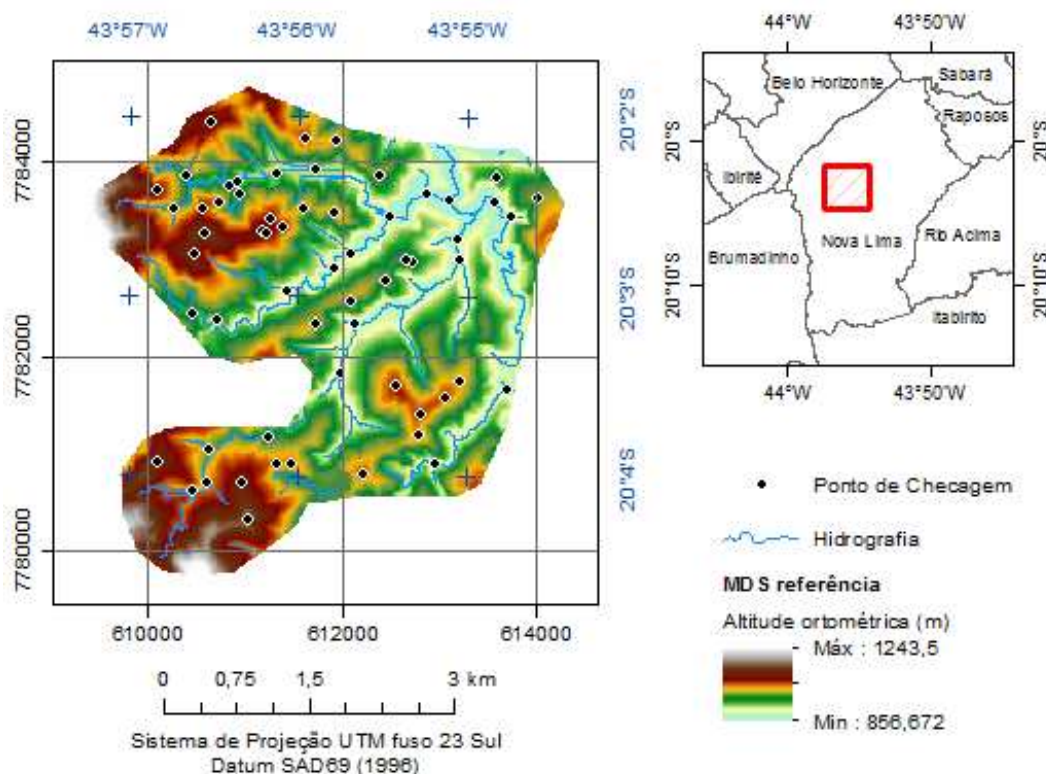


Figura 12 - Área de estudo do produto NL25, na região de São Sebastião das Águas Claras no município de Nova Lima, estado de Minas Gerais.

Analisando a Tabela 7 do produto NL25, percebe-se que as discrepâncias altimétricas possuem menor variabilidade e magnitude quando comparadas às discrepâncias planimétricas e tridimensionais. Consequentemente o RMS apresenta um baixo valor para as discrepâncias altimétricas (2,5m) e valores similares para componente planimétrica e tridimensional (14,7 e 14,9m, respectivamente).

Tabela 7 - Resultados da avaliação da acurácia posicional para o produto NL25.

Etapas	itens	NL25		
		Z	2D	3D
Análise Exploratória	n° pontos:	58		
	Média di (m):	-0,22	11,83	12,19
	Mínimo di (m):	-5,48	0,58	1,45
	Máximo di (m):	5,19	34,93	35,27
	Variância di (m <sup>2</sup> ):	6,18	72,11	69,57
	RMS di (m):	2,5	14,65	14,86
	Conc. distrib. di:	noroeste	bom	bom
	Tendência di?	sim	sim	sim
Modelagem Variograma	Normalidade di:	69/	0,1/	0,1/
	Semivariograma di:	depend.	depend.	depend.
	Distância Max (m):	2200	2000	2000
	Contribuição (m <sup>2</sup> ):	3.3	38	38
	Alcance (m):	400	700	700
	Efeito pepita (m <sup>2</sup> ):	3.5	39	39
	Modelo Teórico:	gau	sph	sph
Validação Cruzada	Modelo Ajustado:	ols	ols	ols
	Normalidade RP:	51/	0,1/	0,1/
	r (di-RP):	0,92	0,97	0,97
	Conc. distrib. RP:	bom	bom	bom
	Tendência RP?	não	não	não
Classificação por IC dos RP	Semivariograma RP:	indept.	indept.	indept.
	Esc./EV. max:	8	1/49.000	1/50.000
D.L. 89817 (Classe A)	Classe:	1 (IC=90/ )	1 (IC=90/ )	1 (IC=90/ )
	Esc./EV.:	9	1/49.000	-
D.L. 89817	Esc./EV.:	5 (C)	1/25.000 (C)	-

\*Conc. Distrib. = Concentração Espacial dos maiores valores de Discrepâncias (di) ou Resíduos Padronizados (RP) na área de estudo;

\* r = coeficiente de correlação linear;

\* teste de tendência t de Student ao nível de significância de 10%.

\* Normalidade expressa em nível de significância obtida pelo p-value.

\* depend. = dependência espacial

\* indept = independente

\* modelos teóricos: exp = exponencial; gau = gaussiano; sph = esférico;

\* modelo ajustado: ols = mínimos quadrados ordinário; wlc = mínimos quadrados ponderado; ml = máxima verossimilhança; reml = máxima verossimilhança restrita;

\* IC = Intervalo de Confiança;

\* Esc. = Escala; EV. = Equidistância vertical (m);

\* D.L. = Decreto-lei.

Foi verificada a dependência espacial das DP do produto NL25, através da análise do semivariograma. Assim, ajustaram-se modelos teóricos aos semivariogramas das DP, conforme apresentados na Tabela 7.

O RP proveniente da validação cruzada apresentou correlação linear muito forte para as discrepâncias altimétricas ( $r \approx 0,92$ ), discrepâncias planimétricas e tridimensionais ( $r \approx 0,97$ ). Na avaliação do semivariograma dos RP foi constatada a independência. Utilizando o teste de Shapiro-Wilk, foi verificada a normalidade dos RP para todas as componentes posicionais, ao nível de significância de 0,1%. Quanto à análise de tendência nos dados, as DP apresentaram tendência, sendo que, após a modelagem geoestatística, os RP apresentaram ser não tendenciosos. Quanto à homogeneidade dos dados, o produto NL apresentou boa distribuição espacial dos maiores valores de DP, exceto para a componente altimétrica, onde notou-se uma concentração na parte noroeste da área de estudo. Após a modelagem geoestatística, os

RP apresentaram boa distribuição quanto aos seus valores para todas as componentes posicionais.

Aplicando o controle de qualidade posicional e avaliando a acurácia posicional de acordo com o método proposto no item 2.4 com a utilização das discrepâncias posicionais e resíduos padronizados, verificou-se um nível de acurácia de: 1/49.000 e 1/50.000 (Classe 1) para a componente planimétrica e tridimensional, respectivamente; equidistância vertical máxima de 8m (Classe 1) para altimetria.

Desconsiderando a análise de independência e normalidade dos dados, foi aplicado o padrão brasileiro de acurácia posicional, descrito pelo Decreto-lei 89.817, obtendo escala 1/25.000 (Classe C) para planimetria e altimetria com equidistância vertical de 5m (Classe C). Analisando o resultado obtido pelo Decreto-lei apenas para classe A, perceberam-se resultados similares àqueles referentes ao método proposto no item 2.4.

#### **3.4. Avaliação de um MDS gerado a partir de dados aerofotogramétricos, na região Metropolitana de Belo Horizonte no estado de Minas Gerais [RMBH]**

Neste caso, foram avaliados uma ortoimagem e um MDS gerado a partir de dados aerofotogramétricos (doravante rmbh), gentilmente cedidos pela Diretoria de Ciências Geodésicas e Ordenamento Territorial do Instituto de Geoinformação e Tecnologia (IGTEC) do Estado de Minas Gerais.

O levantamento aerofotogramétrico da área Sul da Região Metropolitana de Belo Horizonte cobriu uma área de 4800 km<sup>2</sup>, abrangendo 17 municípios (Figura 13). As aerofotos foram obtidas por câmara digital UltraCAM Lprime S/N UC – LP2 00410036 com distância focal de 70,440 mm (11704 x 7920 pixel), gerando um tamanho de pixel de 60 µm. O acervo é composto por 606 ortofotos e MDS, com resolução espacial de 0,4 e 1,2 m, respectivamente, articuladas em imagens correspondendo a uma dimensão territorial de 3x3 km cada (IGTEC, 2015).

Para validação destas bases de dados utilizaram-se 119 pontos de checagem obtidos com posicionamento GNSS em pontos bem identificáveis, tanto em campo quanto no produto avaliado. O posicionamento GNSS foi realizado pelo método estático tendo como referência, para o processamento relativo das bases de apoio, a estação da Rede Brasileira de Monitoramento Contínuo (RMBC) MGBH e VICO. O tempo de rastreamento dos pontos de checagem foi de 30 minutos com uma linha de base máxima de 20 km para as bases de apoio. A precisão posicional dos pontos de checagem foi inferior a 5

cm. A coleta dos pontos homólogos no produto avaliado foi realizada em ambiente tridimensional. Tanto os dados de teste (rmbh) como os de referência (pontos GNSS) estavam no referencial SIRGAS 2000, com altitudes ortométricas referenciadas ao marégrafo de Imbituba, utilizando o modelo geoidal MAPGEO2010.

Calculadas as DP, realizou-se a detecção de outliers via boxplot obtendo como resultado 11 pontos de checagem destoantes do restante dos dados. Após a retirada destes outliers da amostra de DP, foi realizada a análise exploratória e do semivariograma, sendo verificada a dependência espacial. Assim, foi aplicada a metodologia exposta no item 2.3 sendo os resultados apresentados na Tabela 8.

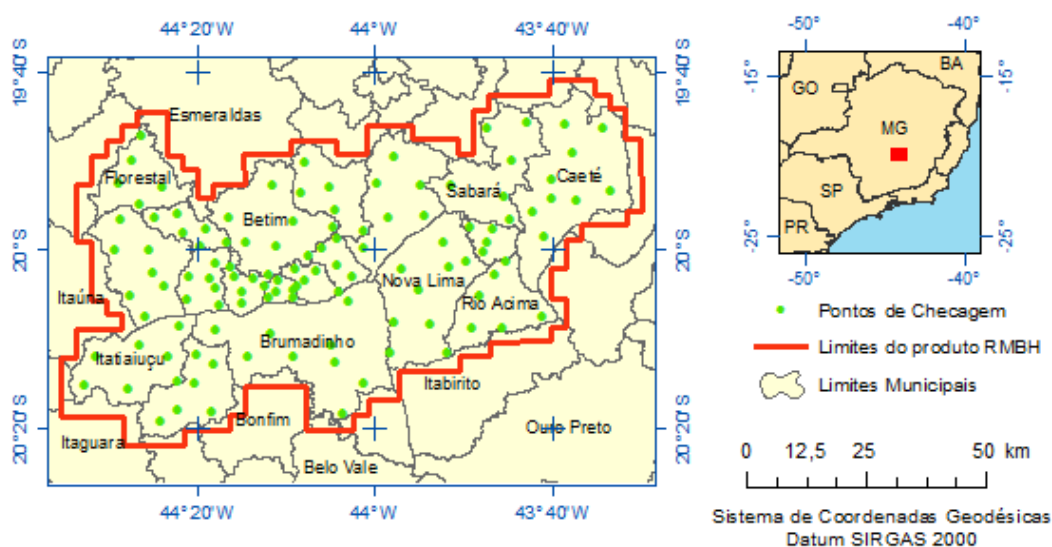


Figura 13 - Área de estudo de parte da Região metropolitana de Belo Horizonte no estado de Minas Gerais.

Analisando a Tabela 8 do produto rmbh, percebe-se que as discrepâncias altimétricas possuem maior variabilidade e magnitude quando comparadas às discrepâncias planimétricas. Na Tabela 8, percebe-se um baixo valor de RMS das discrepâncias planimétricas (1,7m) e valores similares para componente altimétrica e tridimensional (4,47 e 4,8m, respectivamente).

Em relação à modelagem do semivariograma, os componentes posicionais do rmbh apresentaram dependência espacial, sendo utilizado o modelo teórico exponencial, exceto a componente altimétrica que se utilizou do modelo esférico.

O RP proveniente da validação cruzada apresentou forte correlação linear para as discrepâncias altimétricas ( $r \approx 0,83$ ) e uma correlação muito forte para as discrepâncias posicionais planimétricas ( $r \approx 0,98$ ) e tridimensionais ( $r \approx 0,93$ ). Na avaliação do semivariograma dos RP foi constatada a independência. Utilizando o teste de Shapiro-Wilk, foi verificada a normalidade dos RP para todas as componentes posicionais. Quanto

à análise de tendência nos dados, as DP apresentaram tendência, sendo que, após a modelagem geostatística, os RP apresentaram ser não tendenciosos. Quanto à homogeneidade dos dados, o produto rmbh apresentou distribuição concentrada dos maiores valores de DP na parte norte (Z e 2D) e central da área de estudo (3D). Após a modelagem geostatística, os RP apresentaram concentrações similares, embora com uma sutil melhora.

Tabela 8- Resultados da avaliação da acurácia posicional do produto rmbh.

Etapas	itens	RMBH		
		Z	2D	3D
Análise Exploratória	n° pontos:	108		
	Média di (m):	-3,62	1,53	4,35
	Mínimo di (m):	-9,24	0,18	0,33
	Máximo di (m):	2,38	3,62	9,35
	Variância di (m <sup>2</sup> ):	6,78	0,66	3,91
	RMS di (m):	4,47	1,74	4,8
	Conc. distrib. di:	norte	norte	centro
	Tendência di?	sim	sim	sim
	Normalidade di:	37/	0,2/	18/
Modelagem Variograma	Semivariograma di:	depend.	depend.	depend.
	Distância Max (m):	60000	30000	45000
	Contribuição (m <sup>2</sup> ):	5,3	0,48	3
	Alcance (m):	16000	3000	5000
	Efeito pepita (m <sup>2</sup> ):	1,5	0,1	1
	Modelo Teórico:	sph	exp	exp
	Modelo Ajustado:	ols	ols	ols
Validação Cruzada	Normalidade RP:	38/	7/	2/
	r (di-RP):	0,83	0,98	0,93
	Conc. distrib. RP:	norte	norte	centro
	Tendência RP?	não	não	não
	Semivariograma RP:	indept.	indept.	indept.
Classificação por IC dos RP	Esc./EV. max:	14	1/6.000	1/34.000
	Classe:	2 (IC=95/ )	1 (IC=90/ )	1 (IC=90/ )
<b>D.L. 89817 (Classe A)</b>	Esc./EV.:	14	1/6.000	-
<b>D.L. 89817</b>	Esc./EV.:	10 (C)	1/5.000 (B)	-

\*Conc. Distrib. = Concentração Espacial dos maiores valores de Discrepâncias (di) ou Resíduos Padronizados (RP) na área de estudo;

\* r = coeficiente de correlação linear;

\* teste de tendência t de Student ao nível de significância de 10%.

\* Normalidade expressa em nível de significância obtida pelo p-value.

\* depend. = dependência espacial

\* indept = independente

\* modelos teóricos: exp = exponencial; gau = gaussiano; sph = esférico;

\* modelo ajustado: ols = mínimos quadrados ordinário; wlc = mínimos quadrados ponderado; ml = máxima verossimilhança; reml = máxima verossimilhança restrita;

\* IC = Intervalo de Confiança;

\* Esc. = Escala; EV. = Equidistância vertical (m);

\* D.L. = Decreto-lei.

Aplicando o controle de qualidade posicional e avaliando a acurácia posicional de acordo com a metodologia proposta no item 2.4 com a utilização das discrepâncias posicionais e resíduos padronizados, verificou-se um nível de acurácia de: 1/6.000 (Classe 1) para a planimetria; equidistância vertical máxima de 14m (Classe 2) e; 1/34.000 (Classe 1) para a componente tridimensional.

Desconsiderando a análise de independência e normalidade dos dados, foi aplicado o padrão brasileiro de acurácia posicional, descrito pelo Decreto-lei 89.817, obtendo escala 1/5.000 (Classe B) para planimetria e altimetria com equidistância vertical

de 10m (Classe C). Analisando o resultado obtido pelo Decreto-lei apenas para classe A, foram percebidos resultados similares àqueles do método proposto no item 2.4.

### 3.5. Avaliação de um MDS ASTER GDEM2 e SRTM banda X, na região de Nova Lima no estado de Minas Gerais [NL]

Procedeu-se à avaliação dos dois principais MDS (ASTER GDEM e o SRTM) disponíveis de forma global, na região da bacia do Ribeirão dos Macacos no Município de Nova Lima, no estado de Minas Gerais, Brasil (Figura 14).

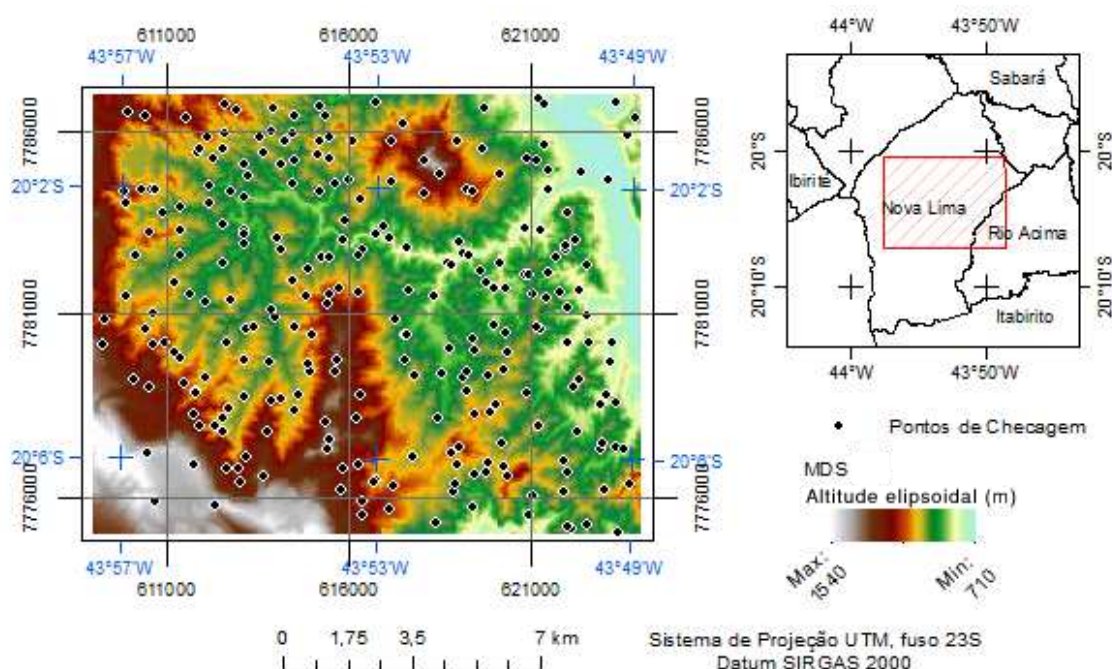


Figura 14 - Área de estudo na região do município de Nova Lima, no estado de Minas Gerais.

O MDS Shuttle Radar Topographic Mission – Band X (doravante NL-SRTMX), obtido através de uma missão espacial realizada em conjunto pela agência espacial norte-americana (NASA), o Departamento de Defesa dos Estados Unidos da América, representado pela National Geospatial-Intelligence Agency (NGA), a Agência Espacial Alemã (DLR) e Agência Espacial Italiana (ASI), durante o mês de fevereiro de 2000. Nesta missão, foram utilizados dois radares de abertura sintética (SAR) por interferometria (InSAR), sendo que um dos sistemas continha a banda X, com resolução espacial de 1 segundo de arco (~30m no equador). O levantamento foi referenciado ao sistema geodésico WGS84 e utilizou o modelo geoidal EGM96 para a representação da altitude ortométrica no modelo. Em áreas de vegetação densa, os radares presentes na missão SRTM foram incapazes de penetrar pela copa das árvores, gerando, portanto, um MDS. De modo geral, o modelo SRTM tem especificação técnica para atingir uma

acurácia vertical de 16 metros e uma acurácia horizontal de 20 metros (RODRIGUEZ et al., 2005).

O MDS ASTER GDEM (Advanced Spaceborne Thermal Emission and Reflection Radiometer - Global Digital Elevation Model) (doravante NL-GDEM2) foi concebido através de uma parceria entre o Ministério de Economia, Indústria e Comércio do Japão (METI) e a Agência Espacial Norte-Americana (NASA). O MDS GDEM abrange 99% da área continental do planeta, delimitada pelas latitudes 83°N a 83°S, sendo criado através de imagens estereoscópicas obtidas do sensor ASTER presente no satélite TERRA entre os anos de 2000 a 2010. O MDS gerado apresenta resolução espacial de 1 segundo de arco (~30m no equador), está referenciado ao sistema geodésico WGS84 e associado ao modelo geoidal EGM96. O modelo GDEM versão 2 (GDEM2), de forma global, possui uma acurácia planimétrica absoluta da ordem de 6 metros e uma acurácia vertical absoluta de cerca de 12 metros (TACHIKAWA et al., 2011).

Para avaliar a acurácia posicional tridimensional dos MDS SRTM-X e GDEM2, utilizou-se como referência um MDS cedido pelo IGTEC e avaliado no item 3.4 deste trabalho. O MDS foi obtido via aerofotogrametria digital, com resolução espacial de 1,2 metros e referenciado ao sistema geodésico SIRGAS2000 utilizando o modelo geoidal MAPGEO2010 para representação da altitude ortométrica.

Estes MDS de teste e de referência foram objetos de estudo no capítulo 3 deste trabalho. Os MDS passaram por uma homogeneização dos sistemas de referência, convertendo todas as altitudes ortométricas para elipsoidais, de modo a não haver interferências de modelos geoidais diferentes na avaliação da acurácia posicional. Para o referencial horizontal, considera-se o sistema geodésico WGS84 compatível com o SIRGAS2000.

Após a extração dos pontos de cumeada e de confluência hidrográfica dos MDS SRTM-X, MDS GDEM2 e do MDS de referência, foi feita a seleção de 258 pontos homólogos (sendo 158 de cumeada e 100 de confluência) bem identificáveis e distribuídos pela área de estudo.

Calculadas as DP de posse das coordenadas dos pontos homólogos de checagem, fez-se a detecção de outliers via boxplot, obtendo como resultados 9 e 20 pontos de checagem destoantes do restante dos dados NL-GDEM2 e NL-SRTMX, respectivamente. Após a retirada destes outliers da amostra de DP, foi realizada a análise exploratória e do semivariograma, sendo verificada a dependência espacial nas três componentes de ambos os produtos. Assim, foi aplicada a metodologia exposta no item 2.3 sendo os resultados apresentados na Tabela 9.

Analisando a Tabela 9, percebe-se que as discrepâncias planimétrica e tridimensional apresentam magnitude e amplitude similares, tanto para NL-GDEM2 quanto para NL-SRTMX. A altimetria possui discrepâncias de magnitudes bem menores que a planimétrica e tridimensional, em ambos os MDS avaliados. Na Tabela 9, percebe-se que NL-SRTMX apresenta menor valor do RMS das discrepâncias planimétricas e tridimensionais em relação ao NL-GDEM2. Entretanto, na altimetria o NL-GDEM2 apresenta melhores resultados.

Tabela 9 - Resultados da avaliação da acurácia posicional para NL-GDEM2 e NL-SRTMX.

Etapas	itens	GDEM2			SRTM-X		
		Z	2D	3D	Z	2D	3D
Análise Exploratória	n° pontos:	249			237		
	Média di (m):	4,99	52,29	53,51	-10,43	49,05	51,06
	Mínimo di (m):	-15,45	3,1	5,66	-26,43	3,1	7,51
	Máximo di (m):	29,59	123,01	123,34	5,58	121,91	123,29
	Variância di (m <sup>2</sup> ):	71,09	778,16	745,33	40,78	740,5	688,5
	RMS di (m):	9,8	59,36	60,17	12,25	56,18	57,5
	Conc. distrib. di:	bom	bom	bom	bom	bom	bom
	Tendência di?	sim	sim	sim	sim	sim	sim
Modelagem Variograma	Normalidade di:	3/	não	não	6/	não	não
	Semivariograma di:	depend.	depend.	depend.	depend.	depend.	depend.
	Distância Max (m):	1500	1900	1900	1700	2200	2200
	Contribuição (m <sup>2</sup> ):	60	190	210	39	580	650
	Alcance (m):	100	200	200	220	350	150
	Efeito pepita (m <sup>2</sup> ):	10	580	550	2	220	100
Validação Cruzada	Modelo Teórico:	exp	exp	exp	exp	sph	exp
	Modelo Ajustado:	reml	ols	reml	reml	ols	ols
	Normalidade RP:	15/	não	não	9/	0,05/	0,01/
	r (di-RP):	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
	Conc. distrib. RP:	bom	bom	bom	bom	bom	bom
Classificação por IC dos RP	Tendência RP?	não	não	não	não	não	não
	Semivariograma RP:	indept.	indept.	indept.	indept.	indept.	indept.
D.L. 89817 (Classe A)	Esc./EV. max:	30	1/198.000	1/201.000	37	1/188.000	1/192.000
	Classe:	1 (IC=90/ )	1 (IC=90/ )	1 (IC=90/ )	1 (IC=90/ )	1 (IC=90/ )	1 (IC=90/ )
D.L. 89817	Esc./EV.:	33	1/198.000	-	39	1/188.000	-
	Esc./EV.:	50 (A)	1/100.000 (C)	-	50 (A)	1/100.000 (C)	-

\*Conc. Distrib. = Concentração Espacial dos maiores valores de Discrepâncias (di) ou Resíduos Padronizados (RP) na área de estudo;

\* r = coeficiente de correlação;

\* teste de tendência t de Student ao nível de significância de 10%.

\* Normalidade expressa em nível de significância obtida pelo p-value.

\* depend. = dependência espacial

\* indept = independente

\* modelos teóricos: exp = exponencial; gau = gaussiano; sph = esférico;

\* modelo ajustado: ols = mínimos quadrados ordinário; wlc = mínimos quadrados ponderado; ml = máxima verossimilhança; reml = máxima verossimilhança restrita;

\* IC = Intervalo de Confiança;

\* Esc. = Escala; EV. = Equidistância vertical (m);

\* D.L. = Decreto-lei.

Em relação à modelagem do semivariograma, os componentes posicionais do NL-GDEM2 e NL-SRTMX apresentaram dependência espacial, sendo utilizado o modelo teórico exponencial, exceto a componente planimétrica do NL-SRTMX que empregou o modelo esférico.

O RP proveniente da validação cruzada apresentou correlação linear muito forte ( $r \approx 0,99$ ) para as DP de ambos os modelos. Na avaliação do semivariograma dos RP foi constatada a independência. Utilizando o teste de Shapiro-Wilk foi verificada a

normalidade dos RP, exceto para as componentes planimétrica e tridimensional do produto NL-GDEM2. Esta não-normalidade pode ser causada pela baixa densidade da amostragem para distâncias menores que o alcance apresentado, sendo necessária uma investigação mais aprofundada para maiores conclusões.

Quanto à análise de tendência nos dados, as DP apresentaram tendência, sendo que, após a modelagem geoestatística, os RP apresentaram ser não-viesados. Quanto à homogeneidade dos dados, ambos os produtos avaliados apresentaram distribuição dispersas dos maiores valores de DP e RP.

Aplicando o controle de qualidade posicional e avaliando a acurácia posicional de acordo com a metodologia proposta no item 2.4, com a utilização das discrepâncias posicionais e resíduos padronizados, verificou-se um nível de acurácia para o NL-GDEM2 de: 1/198.000 (Classe 1) para a planimetria; equidistância vertical máxima de 30m (Classe 1) e; 1/201.000 (Classe 1) para a componente tridimensional. O produto NL-SRTMX obteve a classificação: 1/188.000 (Classe 1) para a planimetria; equidistância vertical máxima de 37m (Classe 1) e; 1/192.000 (Classe 1) para a componente tridimensional

Desconsiderando a análise de independência e normalidade dos dados, foi aplicado o padrão brasileiro de acurácia posicional, descrito pelo Decreto-lei 89.817. Avaliando apenas o enquadramento dos produtos nas tolerâncias definida para a Classe A do Decreto-lei, obtiveram-se resultados similares para a planimetria e classificações mais restritivas para altimetria quando comparados à aplicação do método proposto no item 2.4. Já com os resultados da aplicação tradicional do Decreto-lei, utilizando todas as tolerâncias definidas em suas classes, obteve-se classificação 1/100.000 (Classe C) para planimetria e altimetria com equidistância vertical de 50m (Classe A), para ambos os modelos avaliados.

### **3.6. Avaliação de um MDS ASTER GDEM2 e SRTM banda X, na região de Viçosa no estado de Minas Gerais [VicoRG]**

Assim como na base NL, a base denominada VicoRG também realiza a avaliação da acurácia posicional dos MDS GDEM2 e SRTM-X. A área de estudo compreende a região de Viçosa – MG, abrangendo 10 municípios (Figura 15).

Para avaliar a acurácia posicional tridimensional dos produtos VicoRG-SRTMX e VicoRG-GDEM2, utilizou-se como referência um MDS ALOS/PRISM com 10 metros de resolução espacial, datum horizontal e vertical WGS84, altitude elipsoidal, com

acurácia posicional Classe A na escala 1:25.000 (Decreto-lei nº 89.817), obtido do trabalho de Egg (2012).

Os dados utilizados nesta base de dados foram objeto de estudo no capítulo 2 deste trabalho. Os MDS passaram por uma homogeneização dos sistemas de referência, convertendo todos as altitudes ortométricas para elipsoidais, de modo a não haver interferências de modelos geoidais diferentes na avaliação da acurácia posicional. Para o referencial horizontal, considera-se o sistema geodésico WGS84 compatível com o SIRGAS2000.

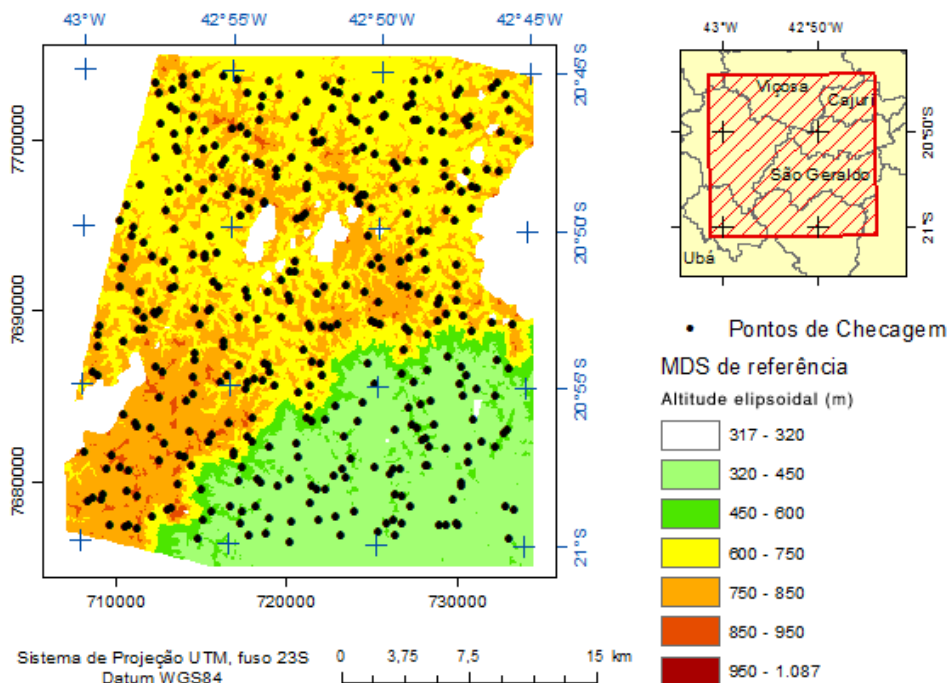


Figura 15 - Área de estudo da base de dados VicoRG, na região do município de Viçosa no estado de Minas Gerais.

Para a extração dos pontos homólogos utilizando pontos de interseção entre linhas de cumeeada e pontos de confluência empregou-se um limiar de 10ha para considerar a formação de um curso d'água na região. Ao todo foram selecionados 387 pontos de checagem homólogos nos dois modelos testados e no modelo de referência.

De posse das coordenadas dos pontos homólogos, foram calculadas as DP e realizada a detecção de outliers via boxplot, obtendo como resultados 37 e 50 pontos de checagem destoantes do restante dos dados VicoRG-GDEM2 e VicoRG-SRTMX, respectivamente. Após a retirada destes outliers da amostra de DP, foi realizada a análise exploratória e a análise do semivariograma para as DP, sendo verificada a dependência espacial, exceto para as componentes planimétricas e tridimensionais do produto VicoRG-GDEM2.

Para as componentes que apresentaram dependência espacial, aplicou-se a metodologia exposta no item 2.3, modelando o semivariograma omnidirecional com o modelo teórico exponencial, sendo os elementos da modelagem apresentados na Tabela 10. Após, foi realizada a validação cruzada, sendo gerada uma amostra de RP na qual se verificou a correlação com as DP, a normalidade, a tendência e independência através do semivariograma dos RP. Os resultados destas análises são apresentados na Tabela 10 e em figuras disponíveis nos Apêndices H e I.

Como dito, ao avaliar o MDS VicoRG-GDEM2, constatou-se que as 350 DP referentes às componentes 2D e 3D, são independentes e não-normais. Assim, aplicou-se a metodologia exposta no item 2.2, utilizando o TCL, cujo procedimento consiste em agrupar alguns pontos próximos e extrair a média das DP destes pontos. Desta forma, foi gerada uma nova amostra de discrepâncias posicionais, contendo os valores de médias destes agrupamentos de pontos, cuja distribuição tenderá a uma distribuição normal.

Para realização do agrupamento, foram gerados polígonos de Thiessen para os pontos de checagem, sendo realizada uma agregação dos polígonos pertencentes a 2, 3 ou 4 pontos próximos. Em seguida, fez-se uma junção espacial de atributos dos polígonos agregados com os pontos de checagem, utilizando a operação de média para a junção dos atributos de DP e das coordenadas dos pontos de checagem. O resultado será um polígono contendo em seus atributos as DP médias e as coordenadas médias dos pontos de checagem ali contidos. Ao final, trabalhou-se a tabela de atributos gerando um conjunto de pontos com as coordenadas médias dos pontos de checagem contidos em cada agrupamento, bem como os valores das médias das DP. Com esta nova amostra de dados agrupados, contendo 126 elementos, foi refeita toda a análise proposta por este trabalho. Ao verificar a presença de outliers, obteve-se apenas 1 (uma) média de DP destoantes do restante dos dados. Em seguida, foi constatada a independência dos dados e a normalidade dos dados (ao nível de 6% de significância) (Tabela 10), este último conforme preconizado pelo TCL. Assim, como os dados agrupados das componentes 2D e 3D do VicoRG-GDEM2 apresentam independência e normalidade, pode-se aplicar o padrão de acurácia posicional brasileiro.

A fim de experimentação, foi realizado o agrupamento das DP originais sem a retirada de outliers (387 pontos ao todo), sendo gerada uma nova amostra contendo 132 médias. Com estes dados resultantes do agrupamento, foram detectados 4 outliers. Assim, procedeu-se à análise desta amostra com 128 elementos, sendo constatada a dependência espacial dos dados. Portanto, pode-se concluir que os outliers podem influenciar as análises realizadas, inclusive na dependência espacial dos dados.

Analisando a Tabela 10, percebe-se que as discrepâncias planimétrica e tridimensional apresentam magnitude e amplitude similares, tanto para VicoRG-GDEM2 quanto para VicoRG-SRTMX. A altimetria possui discrepâncias com magnitudes bem menores que a planimétrica e tridimensional, em ambos os MDS avaliados. Na Tabela 10, assim como visto na base NL, percebe-se que VicoRG-SRTMX apresenta menor valor do RMS das discrepâncias planimétricas e tridimensionais em relação ao VicoRG-GDEM2. Entretanto, na altimetria o VicoRG-GDEM2 apresenta melhores resultados.

Tabela 10 - Resultados da avaliação da acurácia posicional para VicoRG-GDEM2 e VicoRG-SRTMX.

Etapas	itens	GDEM2					SRTM-X		
		Z	2D	3D	2D Agrup	3D Agrup	Z	2D	3D
Análise Exploratória	n° pontos:	350			125		337		
	Média di (m):	-2,51	43,2	44,02	42,74	43,5	-15,48	28,33	33,42
	Mínimo di (m):	-20,31	1,44	2,17	12,84	14,4	-29,5	1,57	10,7
	Máximo di (m):	15,71	102,85	102,85	74,48	75,4	-2,76	65,95	66,69
	Variância di (m²):	47,04	491,1	473,3	187,8	182,3	25,46	203,35	154,1
	RMS di (m):	7,3	48,61	49,15	45,04	45,8	16,31	31,75	35,7
	Conc. distrib. di:	leste	bom	bom	bom	bom	sudoeste	bom	bom
	Tendência di?	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim
Normalidade di:	69/	não	não	7/	6/	22/	não	não	
Modelagem Variograma	Semivariograma di:	depend.	indept	indept	indept.	indept.	depend.	depend.	depend.
	Distância Max (m):	5000	-	-	-	-	9000	7000	7000
	Contribuição (m²):	21	-	-	-	-	5	80	48
	Alcance (m):	700	-	-	-	-	4000	400	500
	Efeito pepita (m²):	25	-	-	-	-	18	120	105
	Modelo Teórico:	exp	-	-	-	-	exp	exp	exp
Modelo Ajustado:	ols	-	-	-	-	ols	reml	reml	
Validação Cruzada	Normalidade RP:	88/	-	-	-	-	27/	0,3/	não
	r (di-RP):	0,99	-	-	-	-	0,91	0,98	0,98
	Conc. distrib. RP:	bom	-	-	-	-	bom	bom	bom
	Tendência RP?	não	-	-	-	-	não	não	não
	Semivariograma RP:	indept.	-	-	-	-	indept.	indept.	indept.
Classificação por IC dos RP	Esc./EV. max:	22	-	-	1/151.000	1/153.000	49	1/106.000	1/109.000
	Classe:	2 (IC=95/ )	-	-	2 (IC=95/ )	2 (IC=95/ )	1 (IC=90/ )	2 (IC=95/ )	1 (IC=90/ )
D.L. 89817 (Classe A)	Esc./EV.:	25	-	-	1/151.000	-	49	1/106.000	-
D.L. 89817	Esc./EV.:	20 (B)	-	-	1/100.000 (B)	-	50 (A)	1/100.000 (B)	-

\*Conc. Distrib. = Concentração Espacial dos maiores valores de Discrepâncias (di) ou Resíduos Padronizados (RP) na área de estudo;

\* r = coeficiente de correlação linear;

\* teste de tendência t de Student ao nível de significância de 10%.

\* Normalidade expressa em nível de significância obtida pelo p-value.

\* Agrup = Agrupamento baseado na Teoria do Limite Central;

\* depend. = dependência espacial

\* indept = independente

\* modelos teóricos: exp = exponencial; gau = gaussiano; sph = esférico;

\* modelo ajustado: ols = mínimos quadrados ordinário; wlc = mínimos quadrados ponderado; ml = máxima verossimilhança; reml = máxima verossimilhança restrita;

\* IC = Intervalo de Confiança;

\* Esc. = Escala; EV. = Equidistância vertical (m);

\* D.L. = Decreto-lei.

As amostras de dados agrupados (médias das DP) apresentaram valores médios similares às amostras de DP, conforme preconizado pelo TCL. Os valores de RMS apresentaram magnitude pouco menor: DP com cerca de 49m e Agrupamentos de DP com cerca de 45m.

Após a modelagem do semivariograma das DP dos produtos VicoRG-GDEM2 (apenas altimetria) e VicoRG-SRTMX, fez-se a validação cruzada. Os RP resultantes apresentaram forte correlação linear ( $r$  entre 0,91 a 0,98) com as DP de ambos os modelos. Analisando os RP, foi constatada a independência e normalidade dos mesmos, exceto para a componente tridimensional no produto VicoRG-SRTMX.

Quanto à análise de tendência nos dados, as DP apresentaram tendência, sendo que, após a modelagem geoestatística, os RP apresentaram ser não-viesados. Quanto à homogeneidade dos dados, ambos os produtos avaliados apresentaram distribuição dispersas dos maiores valores de DP, RP e nos agrupamentos.

Aplicando o controle de qualidade posicional e avaliando a acurácia posicional (de acordo com a metodologia proposta no item 2.4 tanto para os dados modelados por Geoestatística quanto para os dados agrupados pelo TCL) com a utilização das discrepâncias posicionais e resíduos padronizados, obteve-se uma classificação para o produto VICORG-GDEM2 na escala de 1/151.000 (Classe 2) para planimetria, equidistância vertical máxima de 22m (Classe 2) para a altimetria e escala 1/153.000 (Classe 2) para componente 3D. O produto VicoRG-SRTMX obteve a classificação: 1/106.000 (Classe 2) para a planimetria; equidistância vertical máxima de 49m (Classe 1) e; 1/109.000 (Classe 1) para a componente tridimensional.

Aplicado o padrão brasileiro de acurácia posicional, descrito pelo Decreto-lei 89.817 e avaliando apenas o enquadramento dos produtos nas tolerâncias definida para a Classe A do Decreto-lei, obtiveram-se resultados similares para a escala de utilização quando comparado à aplicação do método proposto no item 2.4. Já com os resultados da aplicação tradicional do Decreto-lei, utilizando todas as tolerâncias definidas em suas classes, obteve-se classificação 1/100.000 (Classe B) para planimetria em ambos os modelos e para altimetria uma equidistância vertical de 50m (Classe A) e 20m (Classe B), para os modelos VicoRG-GDEM2 e VicoRG-SRTMX, respectivamente.

### **3.7. Análise dos Resultados**

Uma síntese dos resultados obtidos quanto à análise e avaliação da acurácia posicional para os nove produtos gerados é apresentada na Tabela 11. A fim de comparação com o resultado obtido da metodologia proposta, a última coluna da referida tabela apresenta os resultados da Classificação tradicional do Decreto-lei nº 89.817, sendo que, para sua aplicação, foi negligenciada a análise de independência e normalidade dos dados.

Em relação à metodologia proposta, quanto à manipulação dos dados de checagem autocorrelacionados espacialmente (não-independentes) e/ou não-normais, a mesma se mostrou eficiente, visto que 8 (oito) dos 9 (nove) produtos testados apresentaram amostra de checagem com dependência espacial; assim, foi aplicada a metodologia proposta, sendo que todos os conjuntos de RP (resultantes da manipulação do semivariograma) foram independentes e normais (exceto NL-GDEM2). Na base VicoRG-GDEM2 constatou-se a independência e a não-normalidade da amostra de DP, sendo aplicado o Teorema Central do Limite a fim de utilizar a normalidade assintótica das médias amostrais.

Tabela 11 - Resumo dos resultados obtidos da avaliação da acurácia posicional para os nove produtos testados.

Base	Produto	Situação DP	Situação RP	Classificação	Decreto-lei
RJ	Carta 1:50.000 (m50)	Dependente, normal, não-homogêneo, tendencioso.	Independente, normal, homogêneo, sem tendência.	Z: 45m (2) 2D: 1/158.000 (2) 3D: 1/151.000 (2)	Z: 50m (A) 2D: 1/100.000 (B)
	MDS ALOS PRISM (rj25)	Dependente, normal, homogêneo, tendencioso.	Independente, normal, homogêneo, sem tendência.	Z: 15m (1) 2D: 1/85.000 (2) 3D: 1/79.000 (2)	Z: 20m (A) 2D: 1/50.000 (C)
VicoSB	Carta Topográfica 1:50.000	Dependente, normal, não-homogêneo, tendencioso.	Independente, normal, não-homogêneo, sem tendência.	Z: 25m (1) 2D: 1/133.000 (2) 3D: 1/123.000 (2)	Z: 20m (C) 2D: 1/100.000 (B)
NL25	Mapeamento na escala 1:25.000	Dependente, normal, não-homogêneo, tendencioso.	Independente, normal, homogêneo, sem tendência.	Z: 7,5m (1) 2D: 1/49.000 (1) 3D: 1/45.000 (1)	Z: 5m (C) 2D: 1/25.000 (C)
RMBH	Ortofoto e MDS na escala 1:10.000	Dependente, normal, não-homogêneo, tendencioso.	Independente, normal, não-homogêneo, sem tendência.	Z: 14m (2) 2D: 1/6.000 (1) 3D: 1/15.000 (1)	Z: 10m (C) 2D: 1/5.000 (B)
NL	GDEM2	Dependente, não-normal, homogêneo, tendencioso.	Independente, não-normal, homogêneo, sem tendência.	Z: 30m (1) 2D: 1/198.000 (1) 3D: 1/182.000 (1)	Z: 50m (A) 2D: 1/100.000 (C)
	SRTM-X	Dependente, não-normal, homogêneo, tendencioso.	Independente, normal, homogêneo, sem tendência.	Z: 37m (1) 2D: 1/187.000 (1) 3D: 1/174.000 (1)	Z: 50m (A) 2D: 1/100.000 (C)
VicoRG	GDEM2	Independente, não-normal e homogêneo (exceto Z), tendencioso.	Independente, normal, homogêneo, sem tendência.	Z: 22m (2) 2D: 1/150.000 (1) 3D: 1/139.000 (1)	Z: 20m (B) 2D: 1/100.000 (B) 3D: 1/100.000 (B)
	SRTM-X	Dependente, não-normal, não-homogêneo, tendencioso.	Independente, normal, homogêneo, sem tendência.	Z: 49m (1) 2D: 1/106.000 (2) 3D: 1/108.000 (1)	Z: 50m (A) 2D: 1/100.000 (B)

Vale ressaltar que a presença de outliers na base de dados pode influenciar as análises realizadas, tanto no estimador RMS quanto na dependência espacial dos dados, conforme observado no experimento realizado com o produto VicoRG-GDEM2. Deste modo, em todos os dados analisados, os outliers foram retirados.

Quando comparados os resultados obtidos pela classificação proposta (com base no RMS e em intervalos de confiança) com os resultados da Classificação pelo Decreto-lei, percebe-se que o método proposto apresenta resultados mais rigorosos. Uma diferença entre os métodos de classificação é que na metodologia proposta, o produto recebe apenas uma única classificação da escala ou equidistância vertical máxima de uso. Já no Decreto-

lei, pode-se avaliar o produto em diferentes níveis de escalas ou equidistância vertical, onde a tolerância é variável com as diferentes classes. O diferencial da metodologia proposta é a possibilidade de análise tanto de dados dependentes espacialmente e quanto de dados que não sigam a distribuição normal.

Ao comparar os resultados do método proposto com os resultados obtidos para o Decreto-lei utilizando a tolerância apenas da Classe A, percebe-se que os resultados das escalas de utilização dos produtos são similares para a planimetria e mais restritivos para altimetria. O grande diferencial do método proposto é a possibilidade de avaliar a acurácia posicional tridimensional de dados espaciais, bem como a determinação do nível de confiança do produto, através da classificação baseadas em intervalos de confiança.

Conforme dito anteriormente, a magnitude da componente 3D é superior às componentes 2D e Z, já que a componente 3D é a resultante das demais componentes. Entretanto, pela propagação de tolerâncias da componente 2D e Z, espera-se que a tolerância da componente 3D também seja maior. Assim, é esperado que a classificação da escala máxima da componente 3D seja igual ou mais restritiva que os resultados das outras componentes. Analisando os resultados da avaliação dos nove produtos, percebe-se que a escala máxima obtida para a componente 3D foi mais restritiva que o resultado obtido para a componente 2D ou Z em todos os produtos analisados.

#### **4. CONCLUSÃO**

No âmbito da qualidade posicional em dados espaciais, diversos trabalhos têm se preocupado apenas com a distribuição dos dados, negligenciando a análise da autocorrelação espacial que é, geralmente, inerente à natureza dos dados. Desta maneira, a abordagem utilizada para manipulação e classificação da acurácia posicional em dados pontuais de checagem autocorrelacionados espacialmente e/ou que não sigam uma determinada distribuição, a exemplo da normal, é a principal contribuição deste trabalho.

A manipulação dos dados utilizando técnicas de Geoestatística (modelagem do semivariograma e validação cruzada) mostrou-se bastante eficiente ao obter resíduos independentes e normais a partir de discrepâncias posicionais que apresentassem dependência espacial. Oito de nove bases de dados avaliadas apresentaram discrepâncias posicionais dependentes espacialmente, sendo submetidas à metodologia proposta e apresentando resíduos independentes e normais, posteriormente.

Apenas um produto dentre os nove avaliados teve sua amostra de checagem independente e não-normal, sendo realizada uma transformação nos dados, baseada no

Teorema Central do Limite, resultando, assim, em uma nova amostra de checagem independente e normal. A partir desta nova amostra, foi possível a aplicação de normas e padrões existentes de acurácia posicional.

A classificação da acurácia posicional proposta para dados autocorrelacionados espacialmente é baseada no estimador RMS das discrepâncias posicionais, que define a escala máxima (para as componentes Z, 2D e 3D) do produto, aliada à utilização de intervalos de confiança para determinação da Classe em que o produto se enquadra. Tal classificação mostrou-se eficiente, apresentando resultados mais rigorosos quando comparados aos resultados obtidos pelo Decreto-lei n° 89.817 na sua forma tradicional.

Um ponto importante para o sucesso da metodologia proposta na manipulação de dados autocorrelacionados espacialmente e/ou que não sigam distribuição normal é a quantidade de número de pontos de checagem utilizado na análise. A Geoestatística e a metodologia de agrupamentos baseada no Teorema Central do Limite necessitam de uma alta densidade de pontos; entretanto, tradicionalmente o controle de qualidade posicional trabalha com uma quantidade de pontos de checagem muito menor, devido aos custos para a coleta de tais pontos.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AGUILAR, F. J.; AGUILAR, M. A.; AGÜERA, F. Accuracy assessment of digital elevation models using a non-parametric approach. **International Journal of Geographical Information Science**, v. 21, n. 6, p. 667–686, 7 jul. 2007.
- AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. **IEEE Transactions on Automatic Control**, v. 19, n. 6, p. 716–723, 1 dez. 1974.
- ANDRIOTTI, J. L. S. **Fundamentos de estatística e geoestatística**. São Leopoldo, RS, Brasil: Editora UNISINOS, 2003.
- ARIZA, F. J. L. **Calidad en la Producción Cartográfica** Ra-Ma, , 2002.
- ATKINSON, A. D. J.; ARIZA, F. J.; GARCÍA, J. L. **Positional accuracy control using robust estimators**. Disponível em: <[http://www.cartesia.org/geodoc/icc2005/pdf/oral/TEMA7/Session\\_2/ALAN\\_D.J.ATKINSON\\_GORDO.pdf](http://www.cartesia.org/geodoc/icc2005/pdf/oral/TEMA7/Session_2/ALAN_D.J.ATKINSON_GORDO.pdf)>. Acesso em: 11 abr. 2015.
- BATISTA, F. F. **Influência dos modelos de dependência espacial na definição de mapas temáticos**. Dissertação de Mestrado. Universidade Federal de Viçosa, 2012.
- CASELLA, G.; BERGER, R. L. **Inferência Estatística**. Cengage, 2011.
- DIGGLE, P.; RIBEIRO JUNIOR, P. J. **Model-based Geostatistics**. New York: Springer, 2007.
- EGG, G. C. **Geração de modelos digitais de superfície compostos utilizando imagens do sensor PRISM/ALOS**. Dissertação de Mestrado. Universidade Federal de Viçosa, 2012.

- ESRI. **ArcGIS**, 2014.
- FERREIRA, Í. O.; SANTOS, G. R. DOS; RODRIGUES, D. D. Estudo sobre a utilização adequada da krigagem na representação computacional de superfícies batimétricas. **Revista Brasileira de Cartografia**, v. 5, n. 65/5, 2013.
- GIACOMIN, G.; CARVALHO, M. B. DE; SANTOS, A. DE P.; MEDEIROS, N. DAS G.; FERRAZ, A. S. Análise Comparativa entre Métodos Interpoladores de Modelos de Superfícies. **Revista Brasileira de Cartografia**, 30 dez. 2014. Disponível em: <<http://www.lsie.unb.br/rbc/index.php/rbc/article/view/823>>. Acesso em: 28 mar. 2015
- GUIMARÃES, E. C. **Geoestatística Básica e Aplicada**. Uberlândia, MG, Brasil. 2004.
- HÖHLE, J.; HÖHLE, M. Accuracy assessment of digital elevation models by means of robust statistical methods. **ISPRS Journal of Photogrammetry and Remote Sensing**, v. 64, n. 4, p. 398–406, jul. 2009.
- IGTEC. **Ortofotos Área Sul RMBH**. Metadados. Disponível em: <[http://www.iga.mg.gov.br:8080/geonetwork\\_vetorial](http://www.iga.mg.gov.br:8080/geonetwork_vetorial)>.
- ISAAKS, E. H.; SRIVASTAVA, R. M. **Applied Geostatistics**. Oxford University Press, 1989.
- LI, Z.; ZHU, Q.; GOLD, C. M. **Digital terrain modelling. Principles and methodology**. New York: CRC Press, 2005.
- LONGLEY, P. A.; GOODCHILD, M. F.; MAGUIRE, D. J.; RHIND, D. W. **Sistemas e Ciência da Informação Geográfica**. Bookman, 2010.
- MAUNE, D. F. **Digital Elevation Model Technologies and Applications: The DEM Users Manual**. American Society for Photogrammetry and Remote Sensing, 2007.
- MERCHANT, D. C. **Spacial Accuracy for large scale line maps**. Technical Congress of Surveying and Mapping. **Anais...**1982
- MONICO, J. F. G.; DAL POZ, A. P.; GALO, M.; SANTOS, M. C.; OLIVEIRA, L. C. Acurácia e precisão: revendo os conceitos de forma acurada. **Boletim de Ciências Geodésicas**, v. 15, n. 3, 23 set. 2009.
- MOOD, A. M.; GRAYBILL, F. A.; BOES, D. C. **Introduction to the Theory of Statistics**. McGraw-Hill International, 1974.
- NERO, M. A. **Propostas para o controle de qualidade de bases cartográficas com ênfase na componente posicional**. Tese de Doutorado. São Paulo, Brazil: Escola Politécnica da USP, Brazil, 2005.
- R CORE TEAM. R: A language and environment for statistical computing. **R Foundation for Statistical Computing**, 2014.
- RODRIGUEZ, E.; MORRIS, C. S.; BELZ, J. E.; CHAPIN, E. C.; MARTIN, J. M.; DAFFER, W.; HENSLEY, S. **An Assessment of the SRTM Topographic Products**. Pasadena, USA, 2005. Disponível em: <[http://www2.jpl.nasa.gov/srtm/SRTM\\_D31639.pdf](http://www2.jpl.nasa.gov/srtm/SRTM_D31639.pdf)>.
- SANTOS, A. M. R. T.; SANTOS, G. R.; MEDEIROS, N. G.; KALEITA, A. Detection of Inconsistencies Data Geospatial using Geoestatistics. -, v. -, n. -, p. -, [s.d.].
- SANTOS, G. R. **Hierarquização geométrica dos preditores geoestatísticos**. Tese de Doutorado. Lavras, Brazil: Universidade Federal de Lavras, 2010a.

- SANTOS, A. P. **Avaliação da Acurácia Posicional em Dados Espaciais com o uso de Estatística Espacial**. Dissertação de Mestrado. Viçosa, Brazil: Universidade Federal de Viçosa, 2010b.
- SANTOS, G. R.; OLIVEIRA, M. S.; LOUZADA, J. M.; TRANCOSO SANTOS, A. M. R. Krigagem Simple versus Krigagem Universal: qual o preditor mais preciso? **Revista Energia na Agricultura**, v. 26, n. 2, p. 49, 3 set. 2011.
- TACHIKAWA, T. et al. **ASTER Global Digital Elevation Model Version 2 – Summary of Validation Results**. 2011. Disponível em: <[http://www.jspacesystems.or.jp/ersdac/GDEM/ver2Validation/Summary\\_GDEM2\\_validation\\_report\\_final.pdf](http://www.jspacesystems.or.jp/ersdac/GDEM/ver2Validation/Summary_GDEM2_validation_report_final.pdf)>.
- VIEIRA, S. R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAES, R. F.; ALVAREZ, V. H.; SCHAEFER, C. E. (Eds.). **Tópicos em ciências do solo**. Viçosa, MG, Brasil: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000.
- YAMAMOTO, J. K.; LANDIM, P. M. B. **Geoestatística - Conceitos e Aplicações**. Oficina De Textos, 2013.

## CONCLUSÕES GERAIS

Com a realização desta pesquisa pôde-se verificar, através dos resultados obtidos nos experimentos realizados, que:

- o potencial e a viabilidade de utilização de métodos de avaliação da acurácia posicional em dados espaciais que utilizam feições lineares tendo por base o padrão de acurácia posicional brasileiro, definido pelo Decreto-lei n° 89.817. O processo metodológico para a aplicação de tais métodos foi descrito detalhadamente, sendo relativamente simples sua execução em um ambiente de Sistema de Informações Geográficas, proporcionando outras alternativas para o controle de qualidade posicional em bases cartográficas. Dentre os métodos testados, o Buffer Duplo apresentou melhores resultados quando comparado ao método tradicional de avaliação por feições pontuais;
- a eficiência da utilização de feições lineares, como linhas de cristas e talwegues, para a avaliação da acurácia posicional planimétrica em MDSs. A grande maioria dos trabalhos se preocupa apenas com a acurácia altimétrica, negligenciando a acurácia planimétrica de tais modelos. A metodologia proposta neste trabalho para avaliar a acurácia planimétrica com o uso de feições lineares mostrou que os MDSs Aster GDEM, SRTM e Topodata apresentam acurácia planimétrica pior que a acurácia vertical;
- um dos grandes problemas na avaliação da acurácia posicional de MDSs, utilizando feições pontuais é a identificação de pontos homólogos de checagem. Com o estudo de feições lineares aplicados ao controle de qualidade posicional cartográfico, propõe-se a utilização de tais feições características do terreno, como linhas de cumeadas e linhas de hidrografia, para obtenção de pontos tridimensionais nos MDSs. Tais pontos se caracterizam por serem interseções de linhas de cumeadas e/ou confluências hidrográficas, podendo ser facilmente identificados os homólogos no MDS de teste e no MDS de referência. Esta metodologia se mostrou bastante eficaz, conforme simulação realizada neste trabalho;
- o método proposto para avaliação da acurácia posicional tridimensional, baseado na propagação de variâncias das tolerâncias definidas no Decreto-lei n° 89.817, mostrou-se eficiente, já que apresentou um resultado mais rigoroso que a análise

separada da altimetria e planimetria como preconizado pelo Decreto-lei n° 89.817. Tal método possui tolerâncias tridimensionais (PEC e EP) para cada ponto de checagem, já que estas tolerâncias são dependentes dos valores das discrepâncias planimétricas e altimétricas que variam ponto a ponto. Este método de avaliação da acurácia posicional tridimensional pressupõe a normalidade e independência estatística da amostra de checagem.

- Todas as normas de acurácia posicional assumem que as discrepâncias posicionais sigam distribuição normal e sejam independentes. Entretanto, sabe-se que a natureza dos dados espaciais, geralmente, é ser autocorrelacionados espacialmente. Assim, este trabalho desenvolveu uma metodologia geral para avaliação da acurácia posicional em dados não-independentes e/ou não-normais. A manipulação dos dados não-independentes utilizando técnicas de Geoestatísticas (modelagem do semivariograma e validação cruzada) mostrou-se bastante eficiente ao obter resíduos independentes e normais a partir de discrepâncias posicionais que apresentavam dependência espacial. Já a aplicação do Teorema Central do Limite permitiu a obtenção de uma amostra de médias das discrepâncias posicionais que assintoticamente segue distribuição normal a partir de discrepâncias posicionais originalmente não-normais. Por fim, foi proposto um método de classificação da acurácia posicional para as componentes planimétrica, altimétrica e tridimensional, baseados no estimador RMS e em intervalos de confiança.

Com base nas considerações acima, conclui-se que este trabalho atingiu os objetivos propostos, gerando resultados significativos no controle de qualidade posicional em dados espaciais. Foram desenvolvidos: um novo método para avaliação da acurácia planimétrica em MDSs com a utilização de feições lineares; uma metodologia para extração de pontos tridimensionais homólogos em MDSs; um método para avaliação da acurácia posicional tridimensional com base no Decreto-lei n° 89.817 e; uma metodologia geral para avaliação da acurácia posicional em dados espaciais considerando a problemática da independência e normalidade da amostra de checagem.

Por se tratarem de proposições de metodologias novas, a realização desta pesquisa apresenta resultados interessantes. Para trabalhos posteriores, recomenda-se pesquisas no desenvolvimento de métodos e tolerâncias para avaliação da acurácia posicional tridimensional, pois apesar da sua importância na avaliação de métodos cartográficos,

trata-se de temática ainda em fase inicial de estudos. Para o futuro, vislumbra-se a implementação das metodologias aqui propostas em um software.

## APÊNDICES

## Capítulo 1

### A) Método da Banda Épsilon ou Método das Áreas

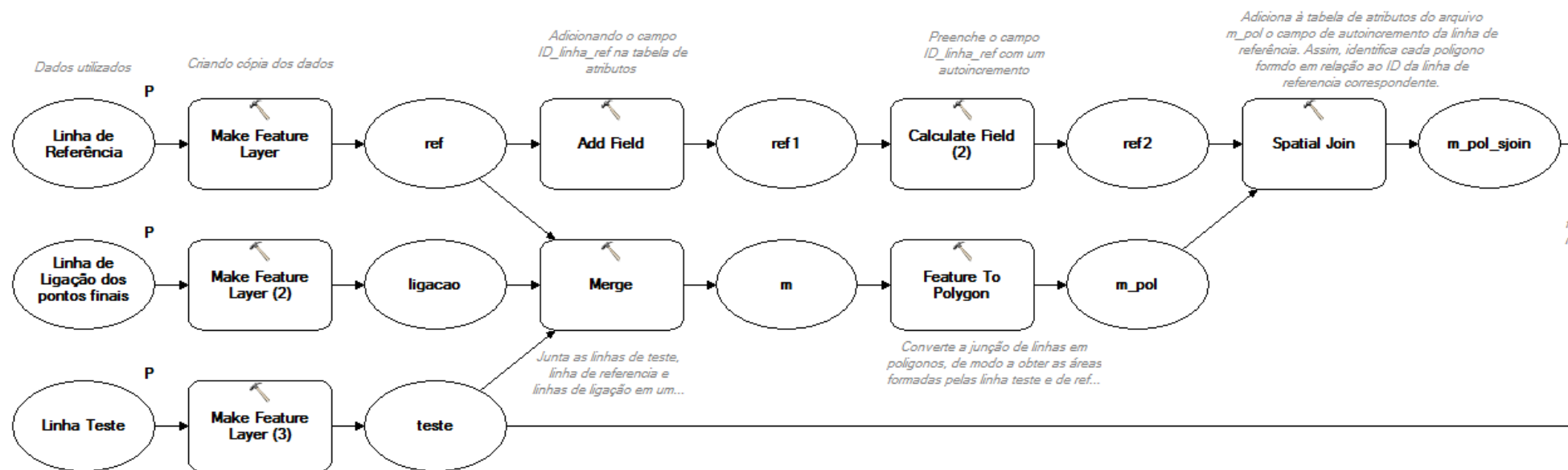


Figura 1 - Modelo desenvolvido no software ArcGIS 10.1 para o método da Banda de Épsilon (Método das Áreas) – Parte I.

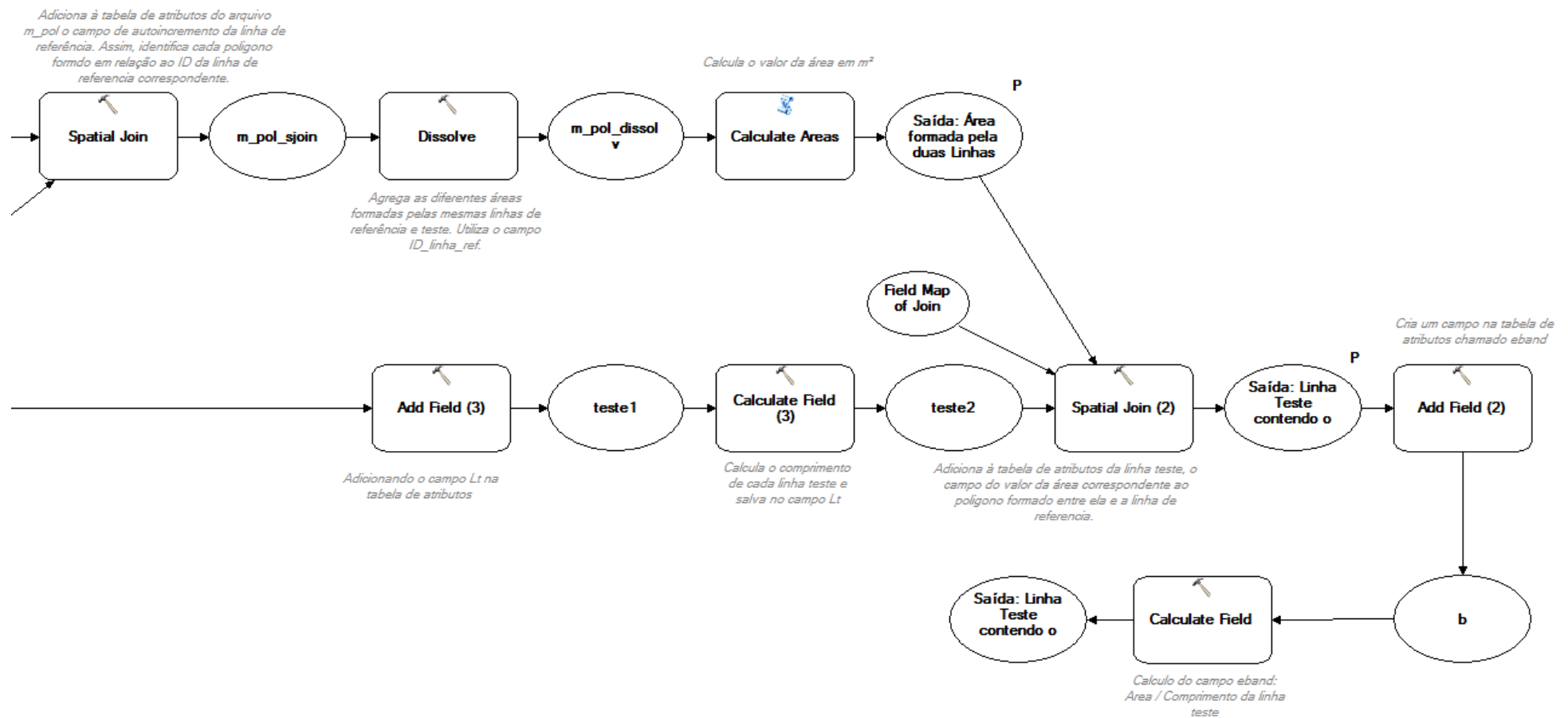


Figura 2 - Modelo desenvolvido no software ArcGIS 10.1 para o método da Banda de Épsilon (Método das Áreas) – Parte II.

## B) Método do Buffer Simples

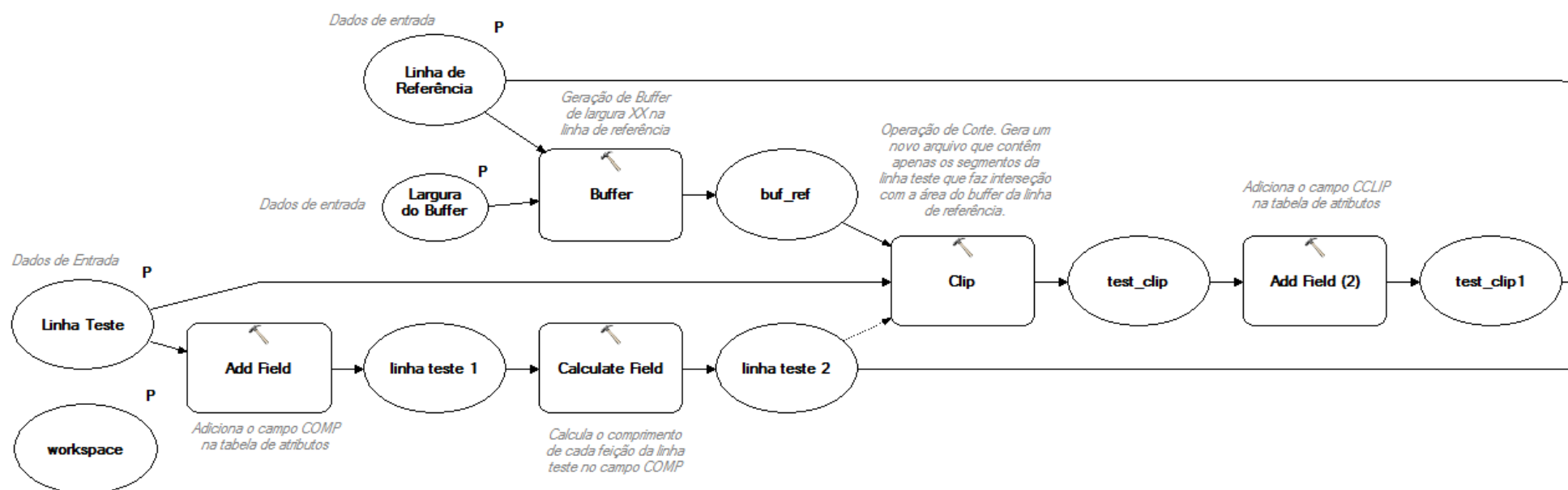


Figura 3 - Modelo desenvolvido no software ArcGIS 10.1 para o método do Buffer Simples – Parte I.

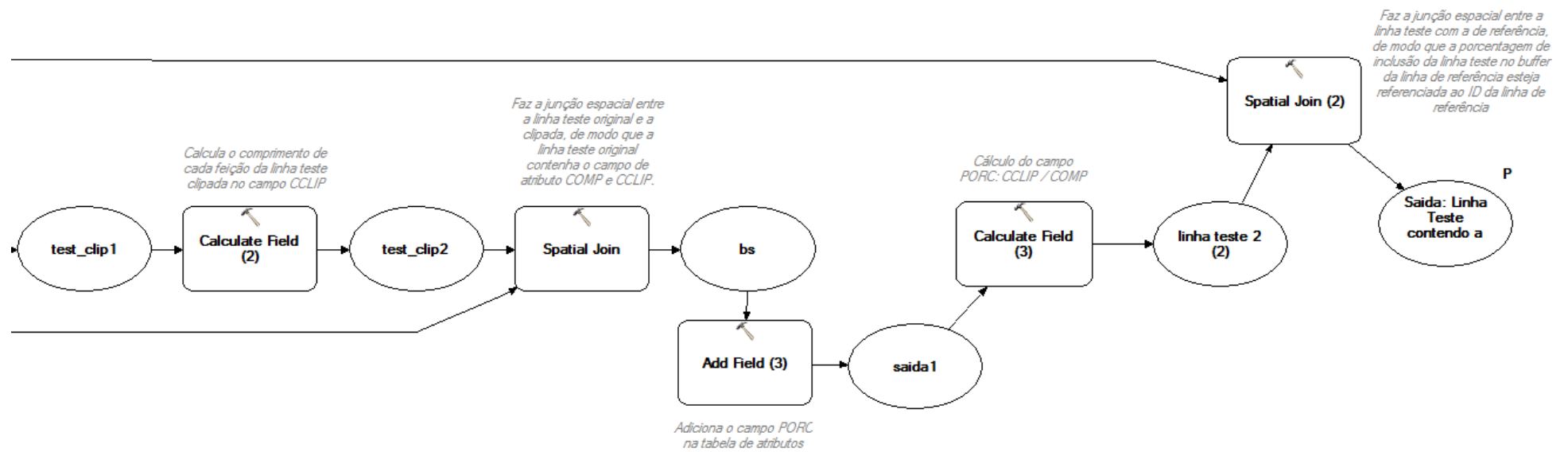


Figura 4 - Modelo desenvolvido no software ArcGIS 10.1 para o método do Buffer Simple – Parte II.

### C) Método do Buffer Duplo

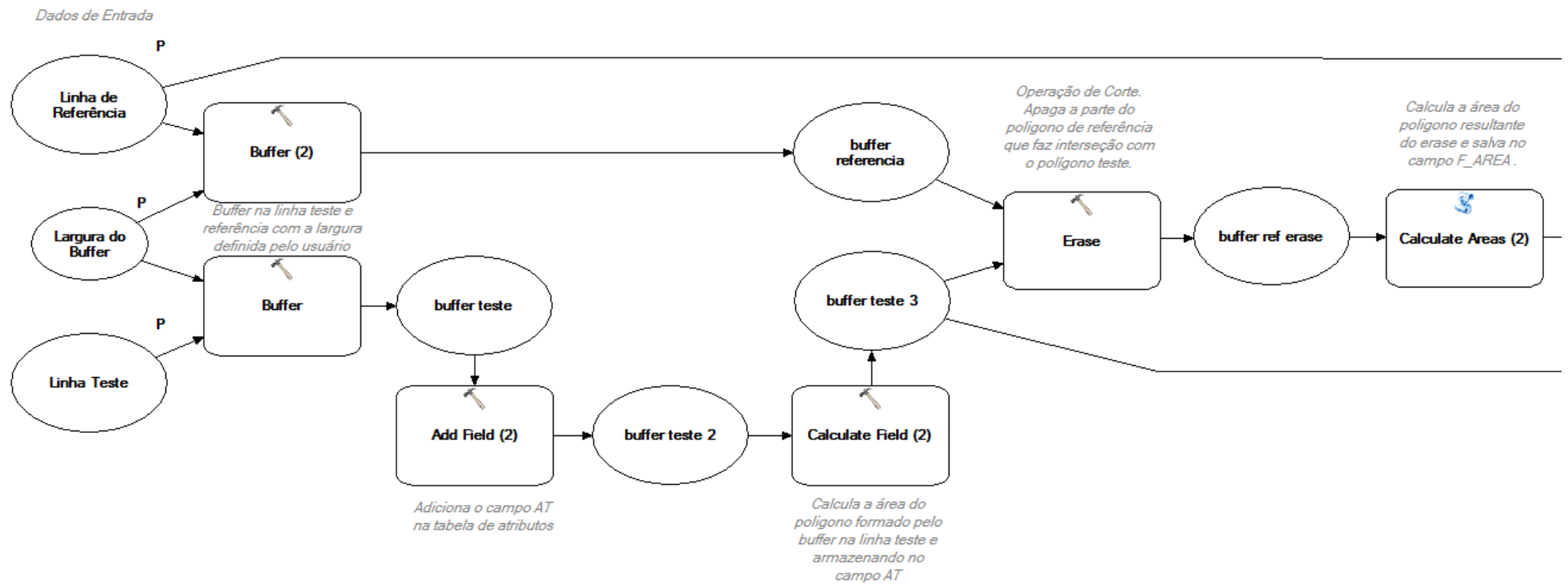


Figura 5 - Modelo desenvolvido no software ArcGIS 10.1 para o método do Buffer Duplo – Parte I.

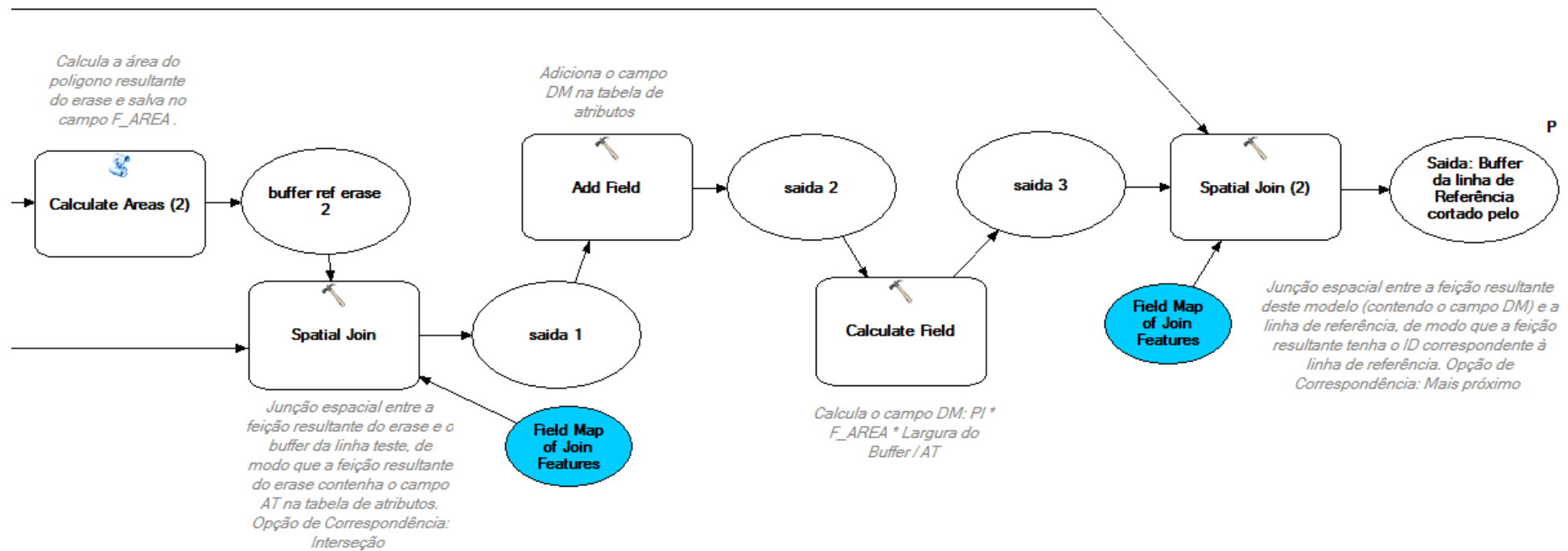


Figura 6 - Modelo desenvolvido no software ArcGIS 10.1 para o método do Buffer Duplo – Parte II.

## D) Método da Distância de Hausdorff

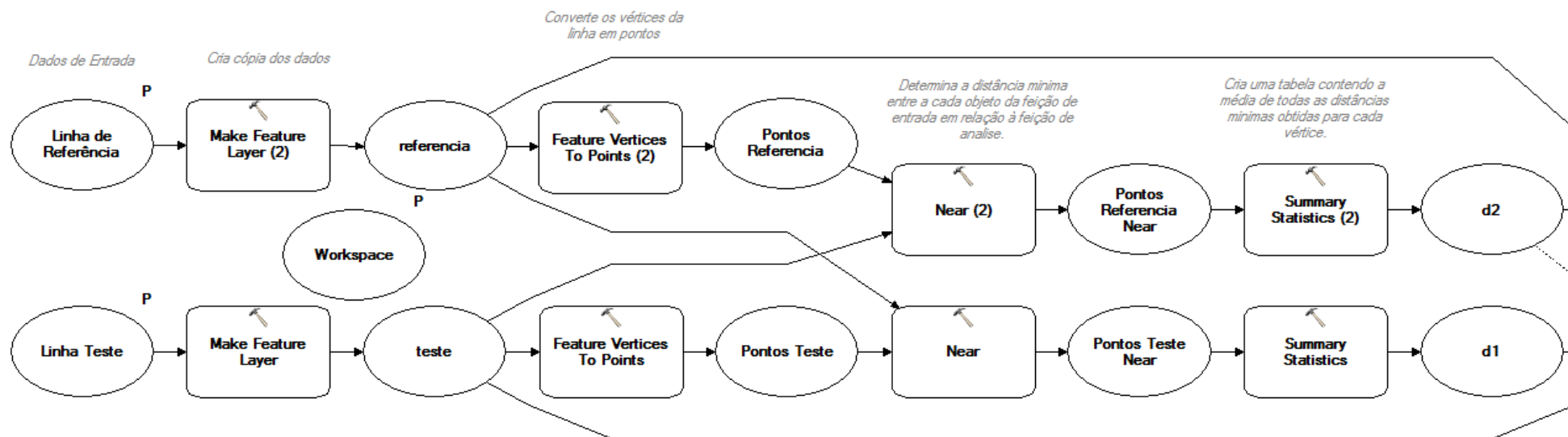


Figura 7 - Modelo desenvolvido no software ArcGIS 10.1 para o método da Distância de Hausdorff – Parte I.

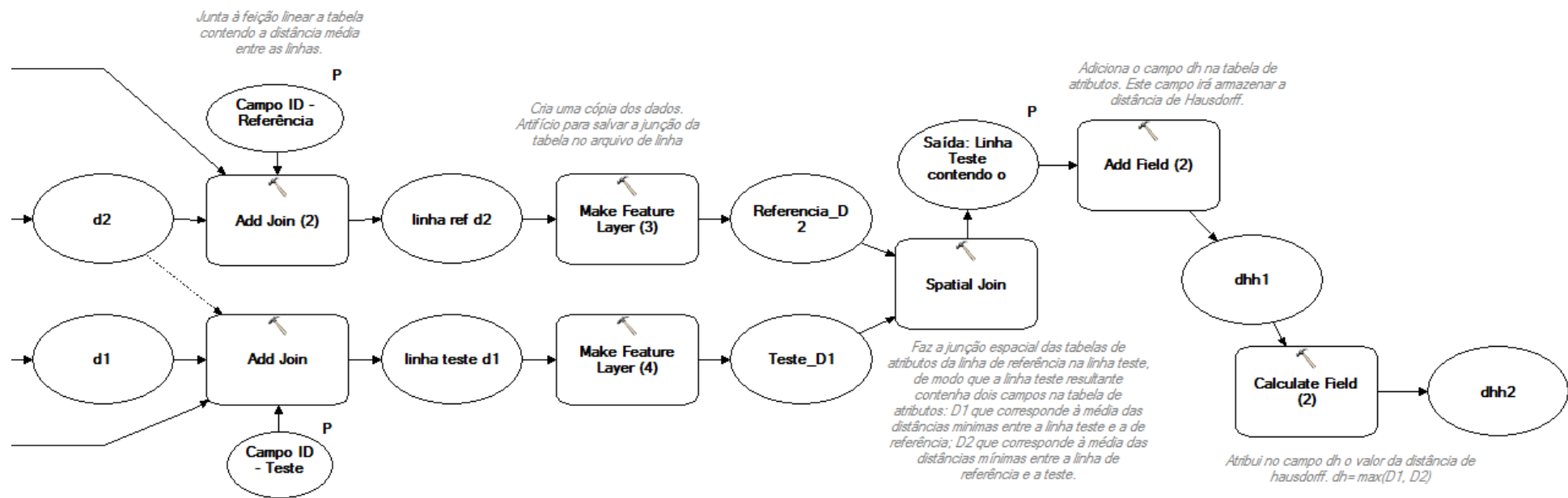


Figura 8 - Modelo desenvolvido no software ArcGIS 10.1 para o método da Distância de Hausdorff – Parte II.

## E) Método Influência do Vértice

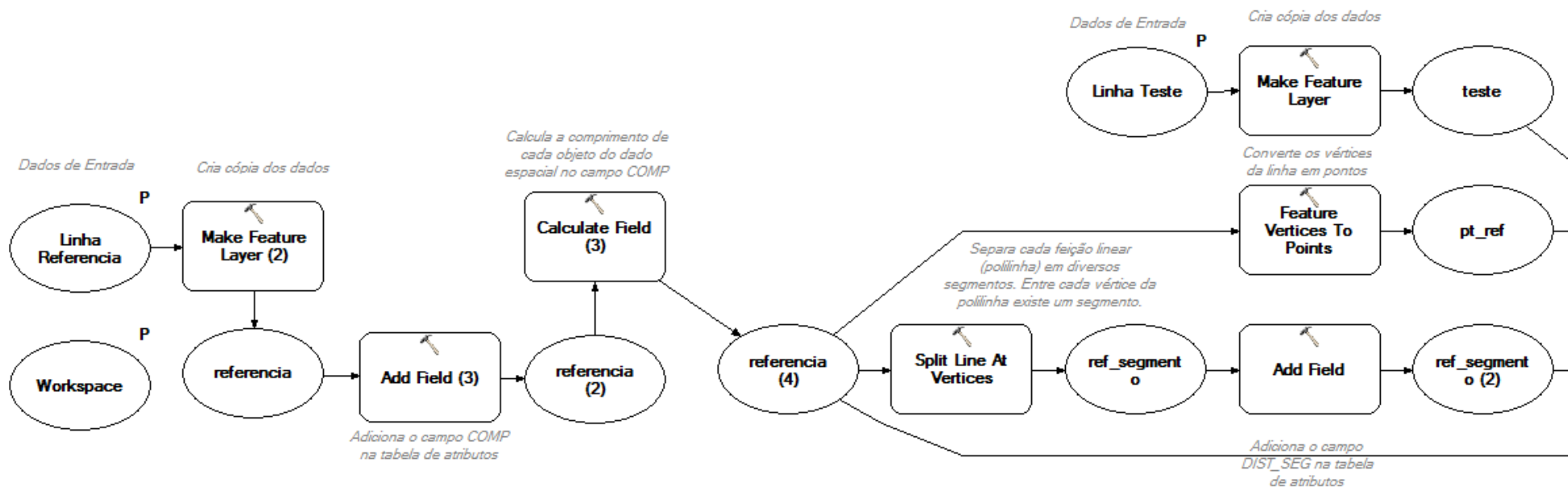


Figura 9 - Modelo desenvolvido no software ArcGIS 10.1 para o método Influência do Vértice – Parte I.

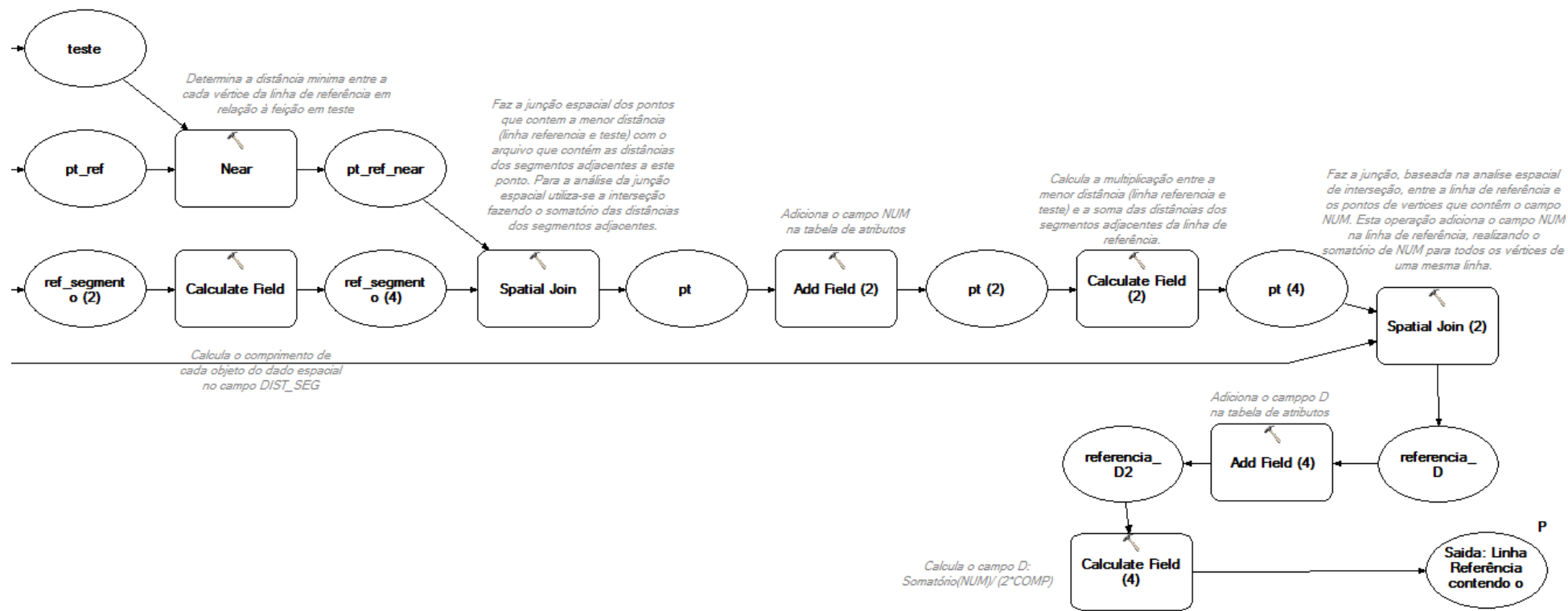


Figura 10 - Modelo desenvolvido no software ArcGIS 10.1 para o método Influência do Vértice – Parte II.

## Capítulo 4

### A) Base de dados RJ produto rj25

RJ - rj25

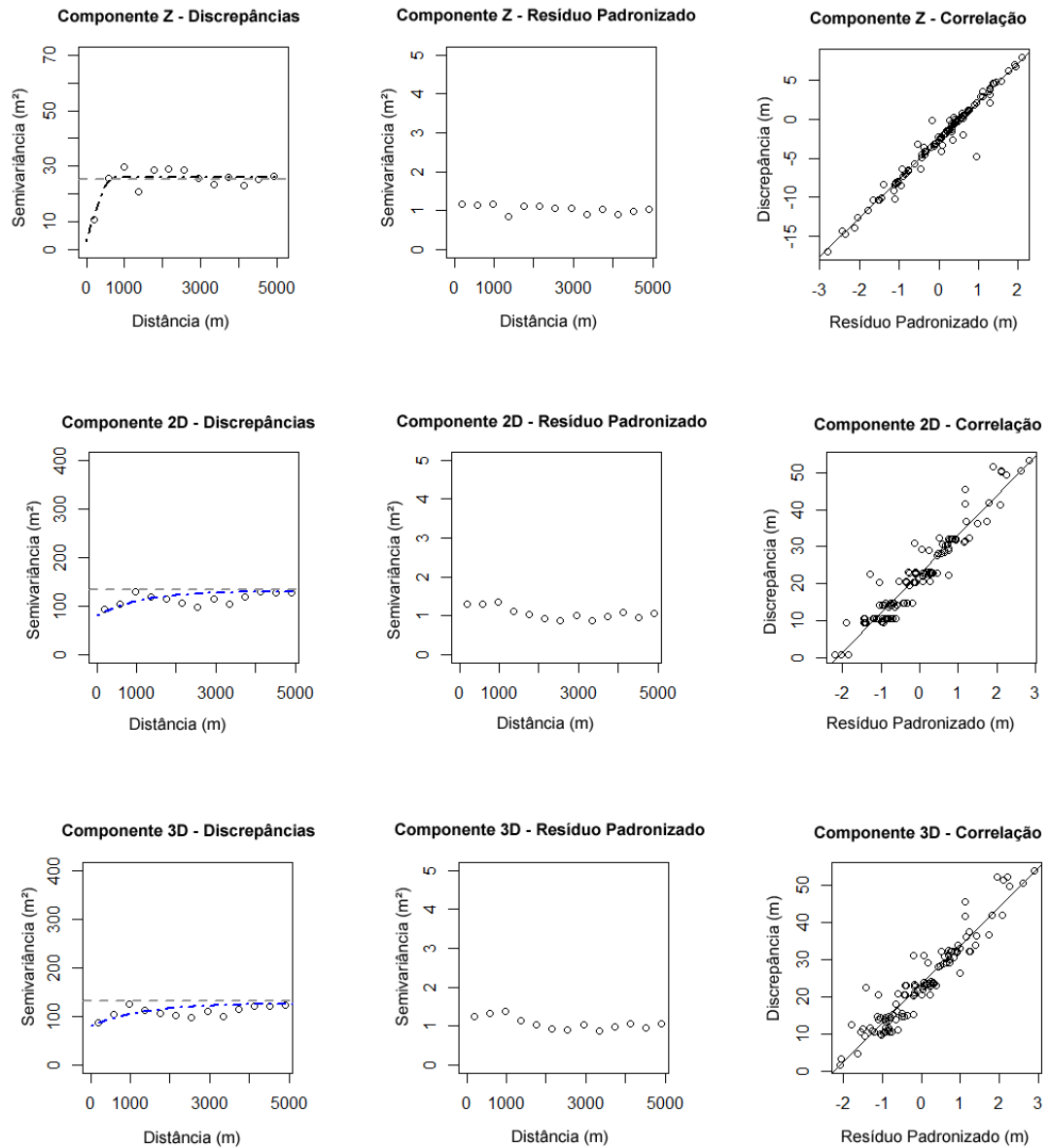


Figura 11 - Semivariograma modelado das DP, semivariograma dos RP e gráfico de correlação entre DP e RP para o produto rj25.

RJ - rj25

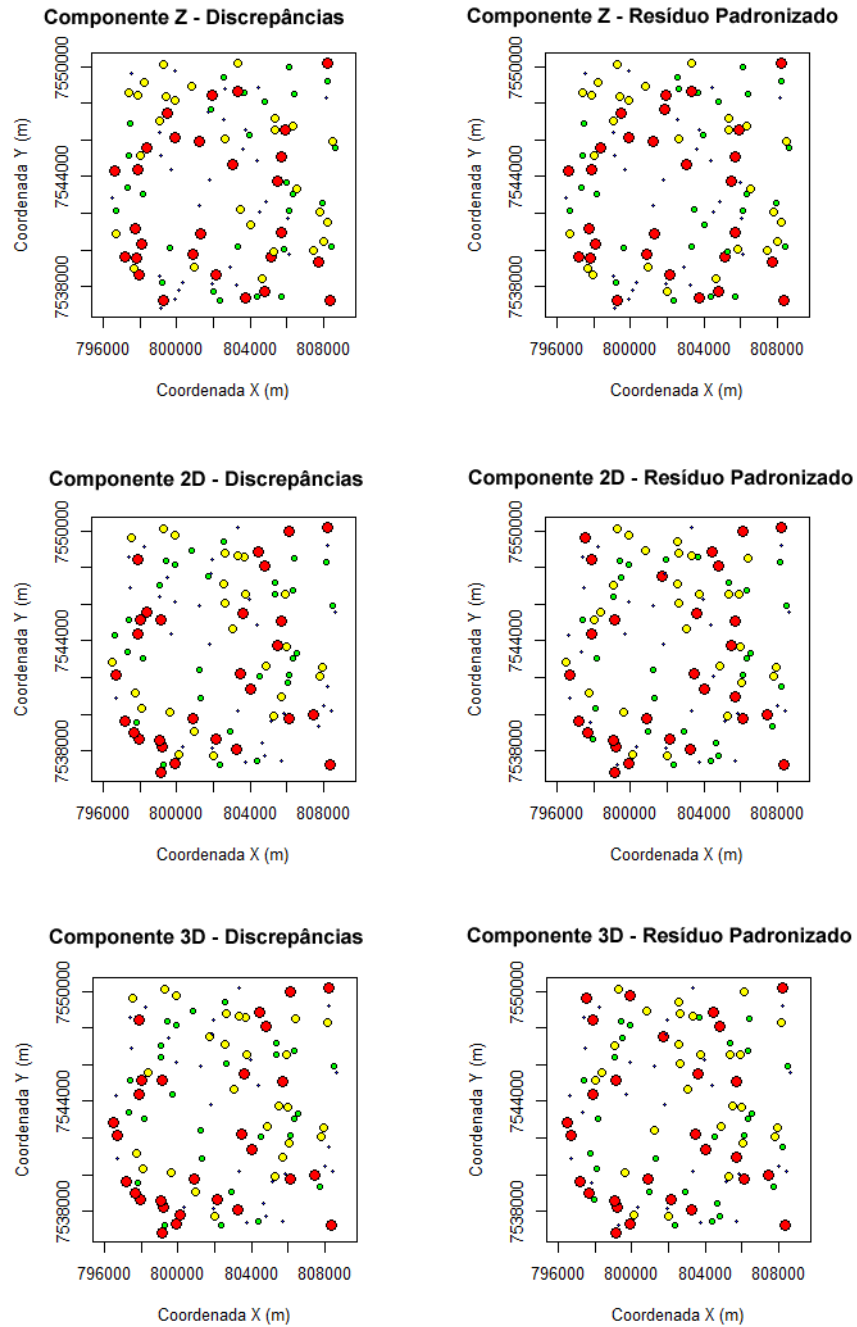


Figura 12 - Distribuição espacial das DP e RP para o produto rj25.

RJ-rj25

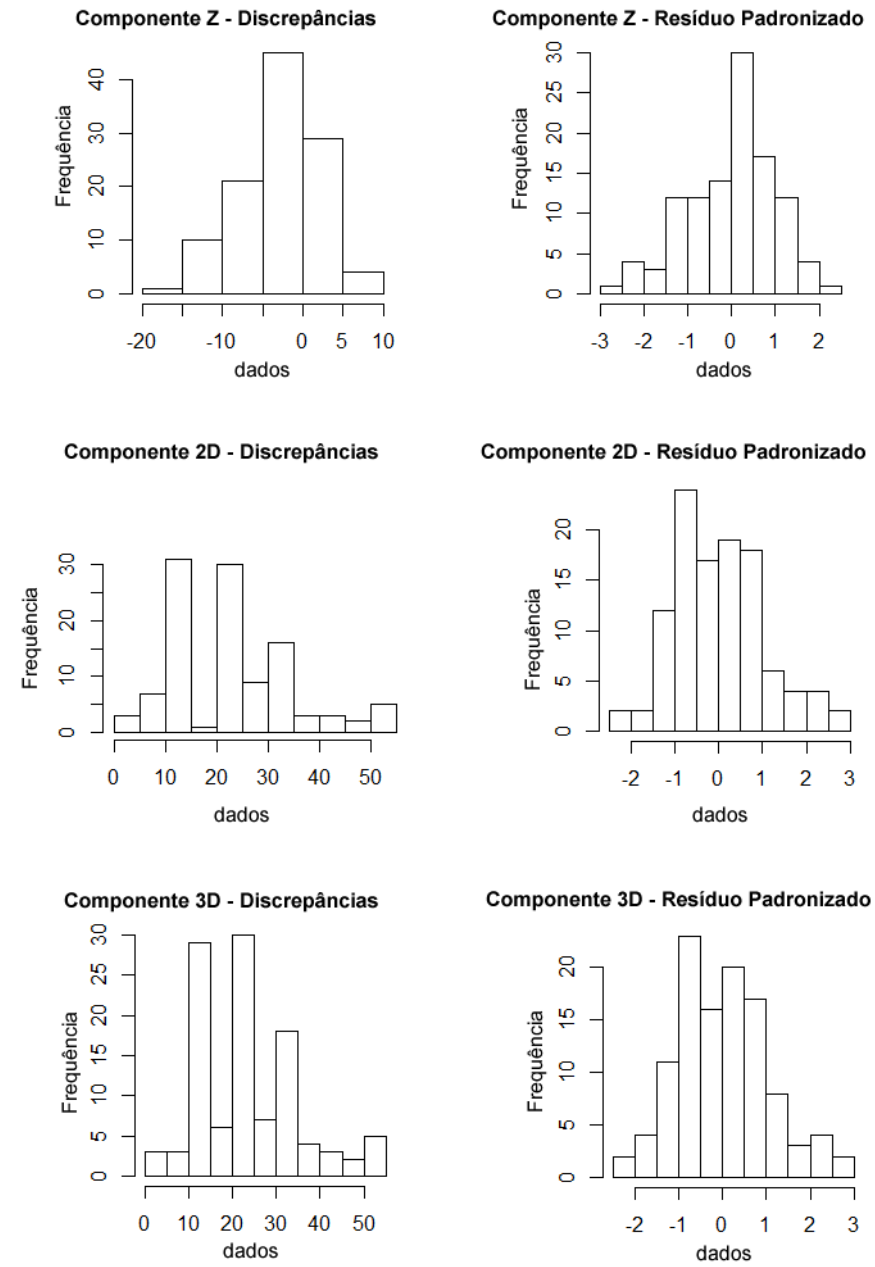


Figura 13 - Histograma das DP e RP para o produto rj25.

RJ-q25

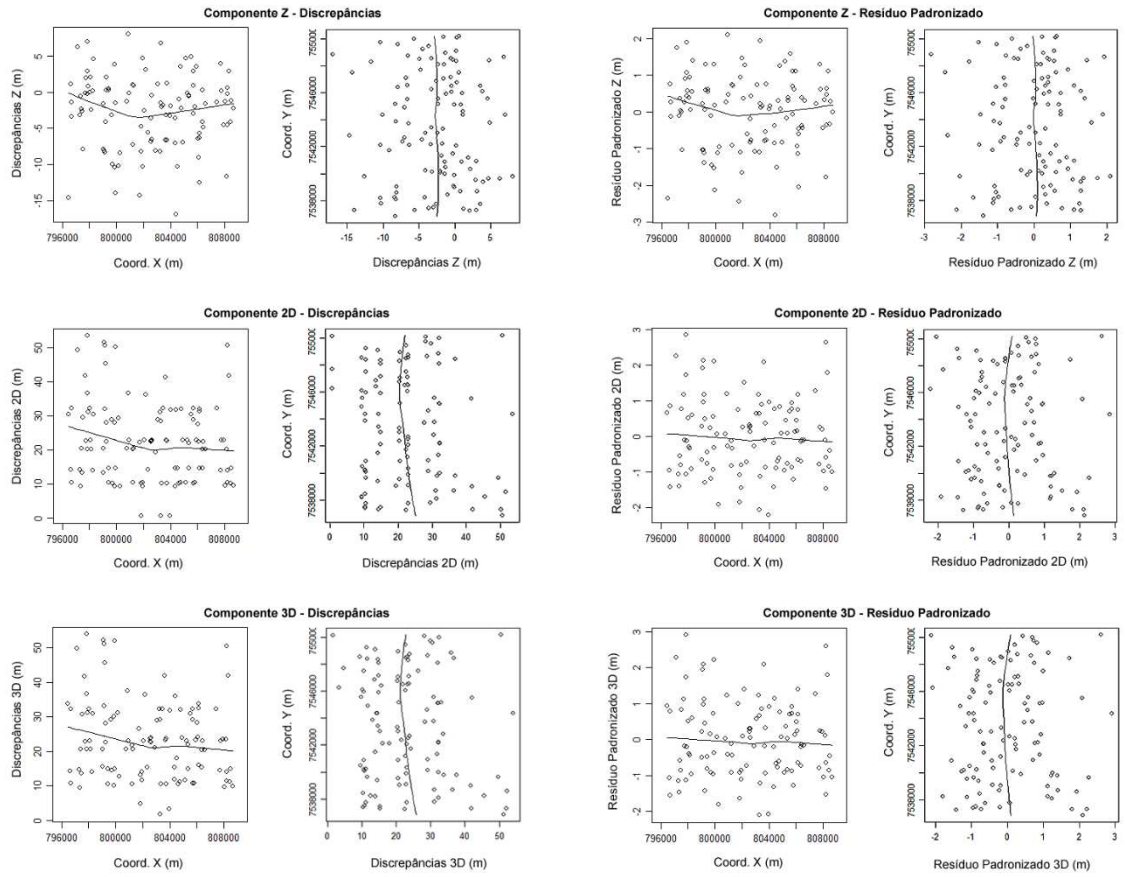


Figura 14 - Gráfico de tendências para as DP e RP no produto rj25.

## B) Base de dados RJ produto m50

RJ-rj25

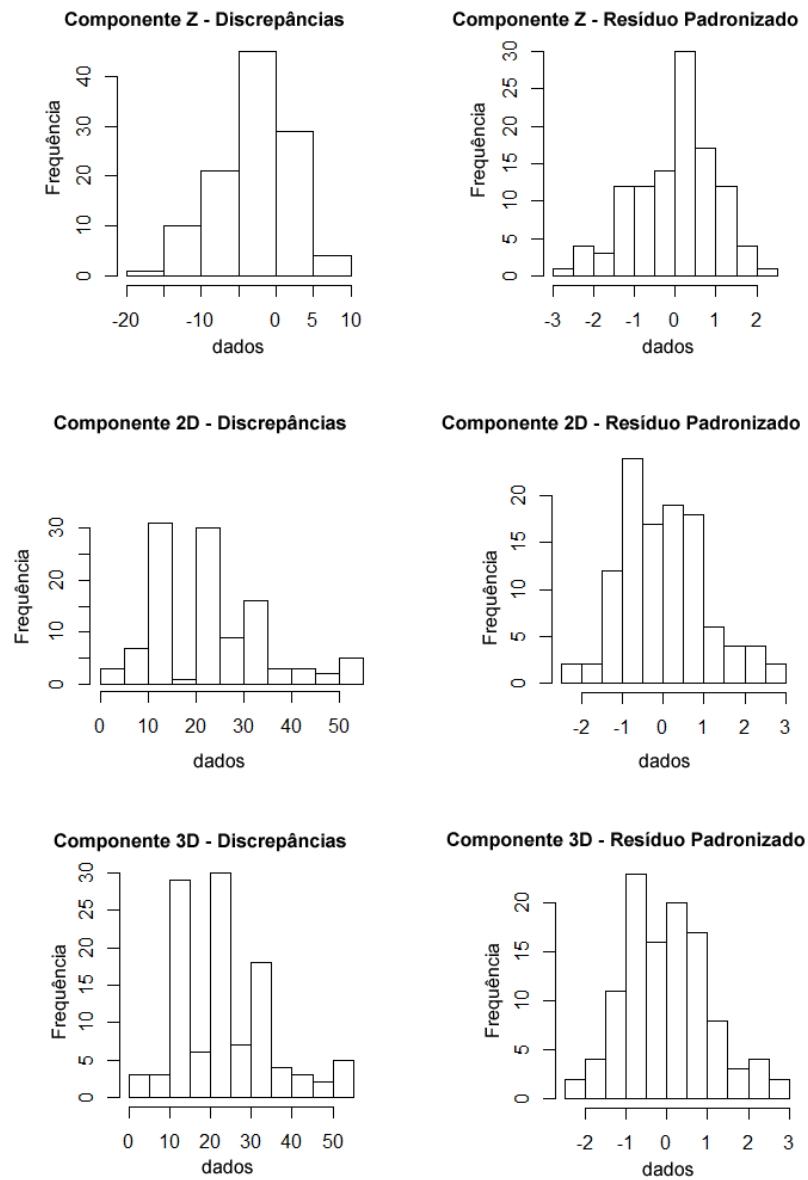


Figura 15 – Histogramas das DP e dos RP para o produto m50.

RJ-m50

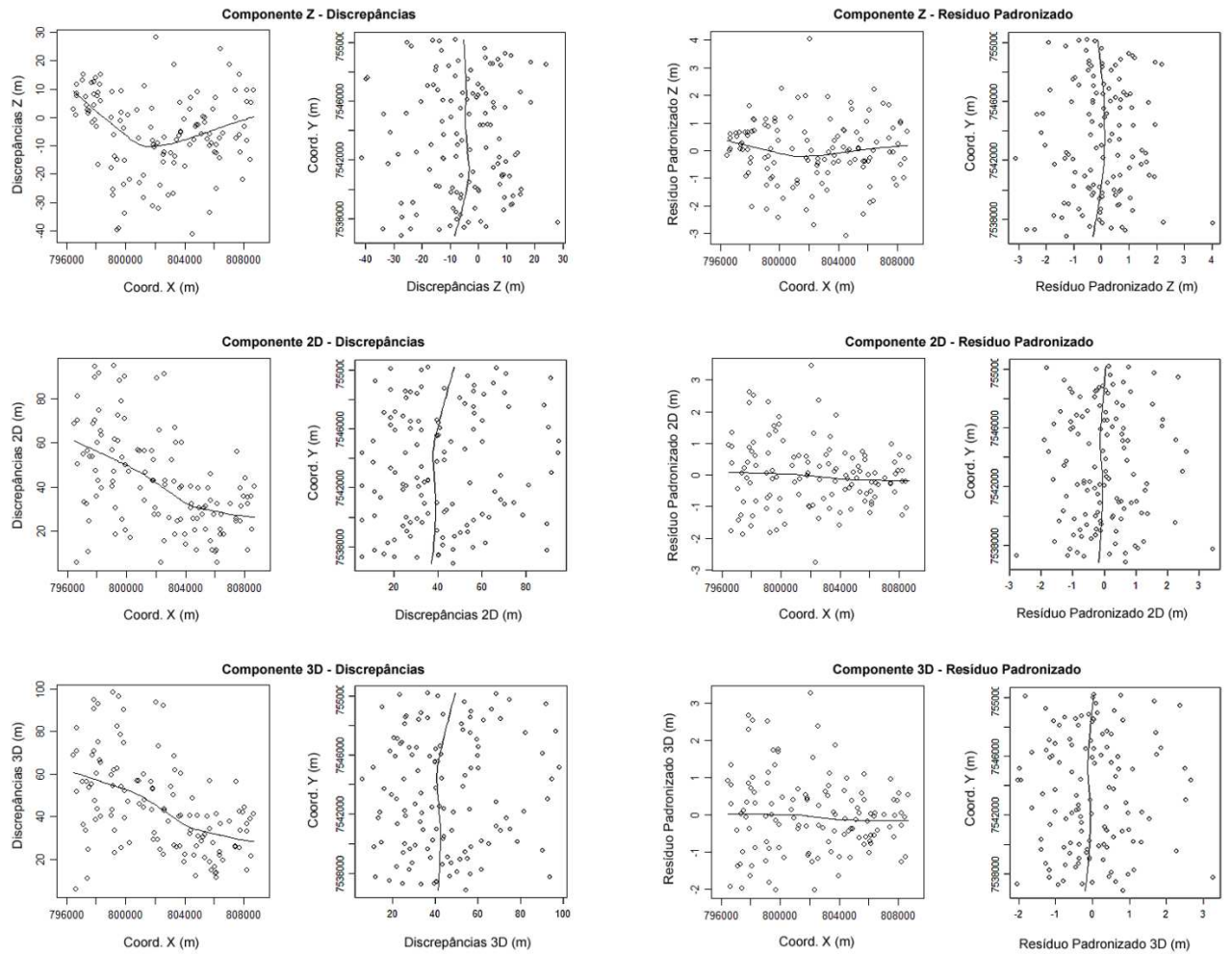


Figura 16 – Gráfico de tendências nas DP e RP para o produto m50.

### C) Base de dados VicoSB

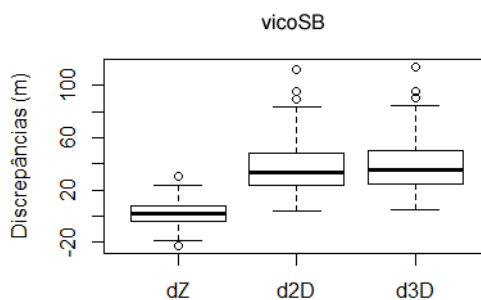


Figura 17 - Boxplot das DP originais do produto VicoSB.

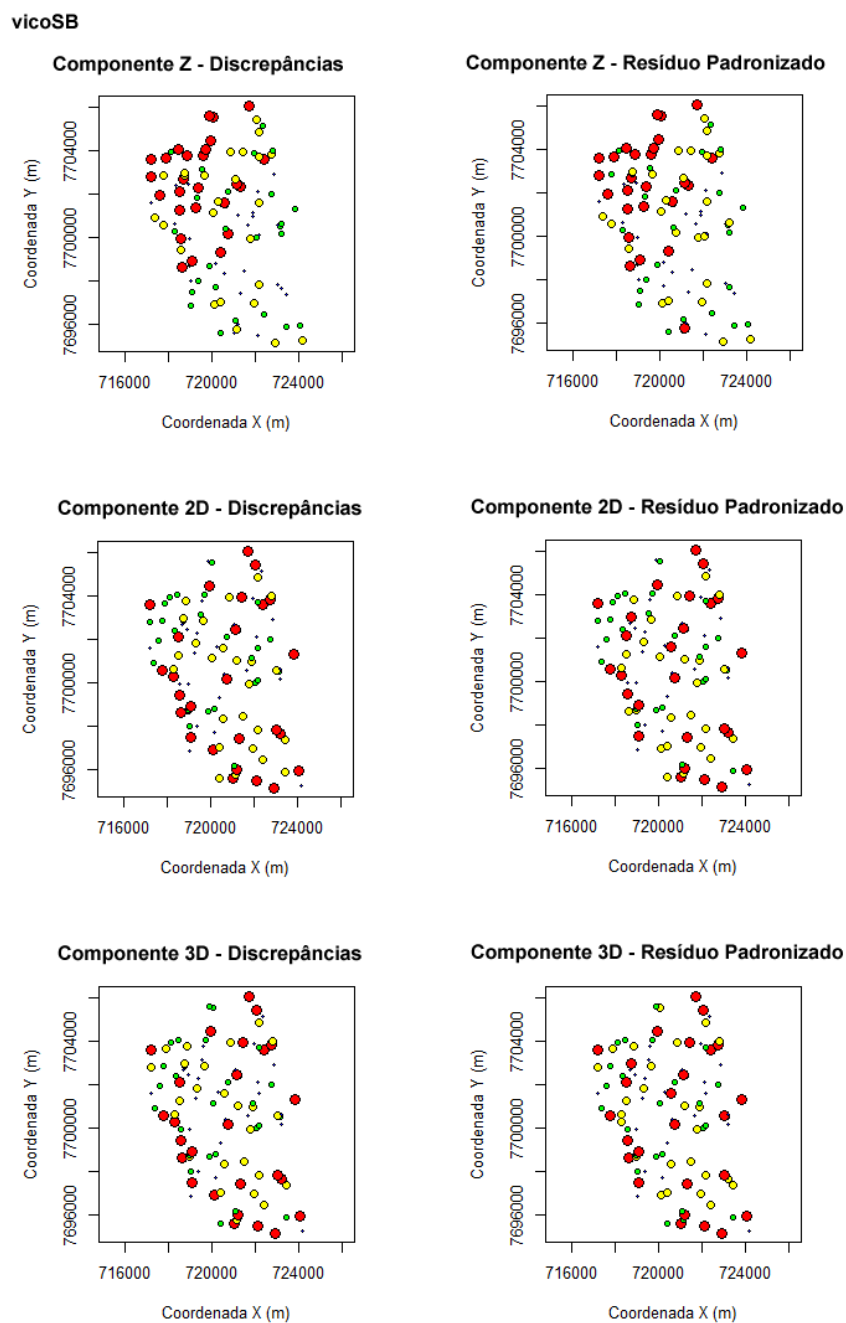


Figura 18 - Distribuição espacial das DP e RP para o produto VicoSB.

vicoSB

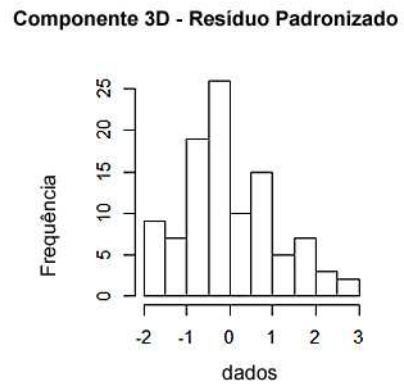
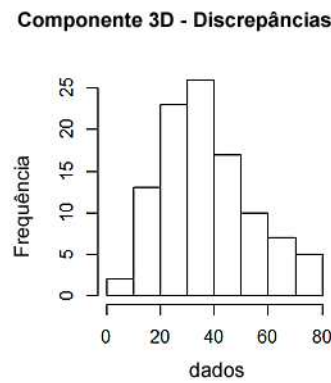
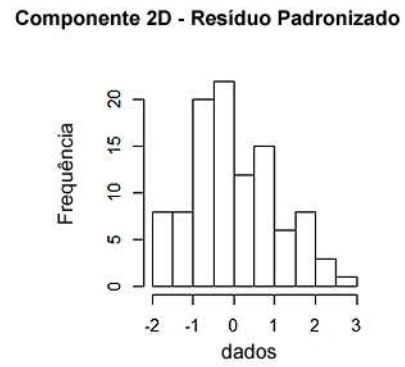
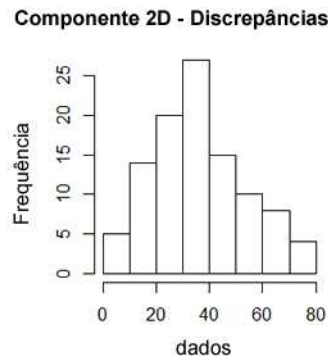
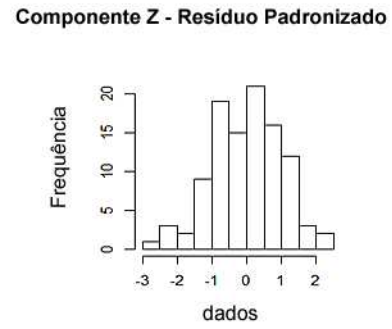
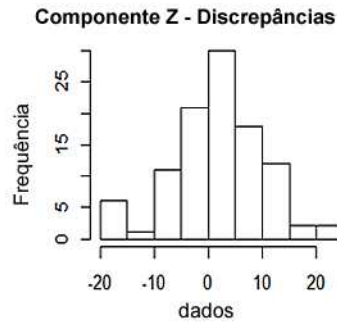


Figura 19 - Histograma das DP e RP para o produto VicoSB.

vicoSB

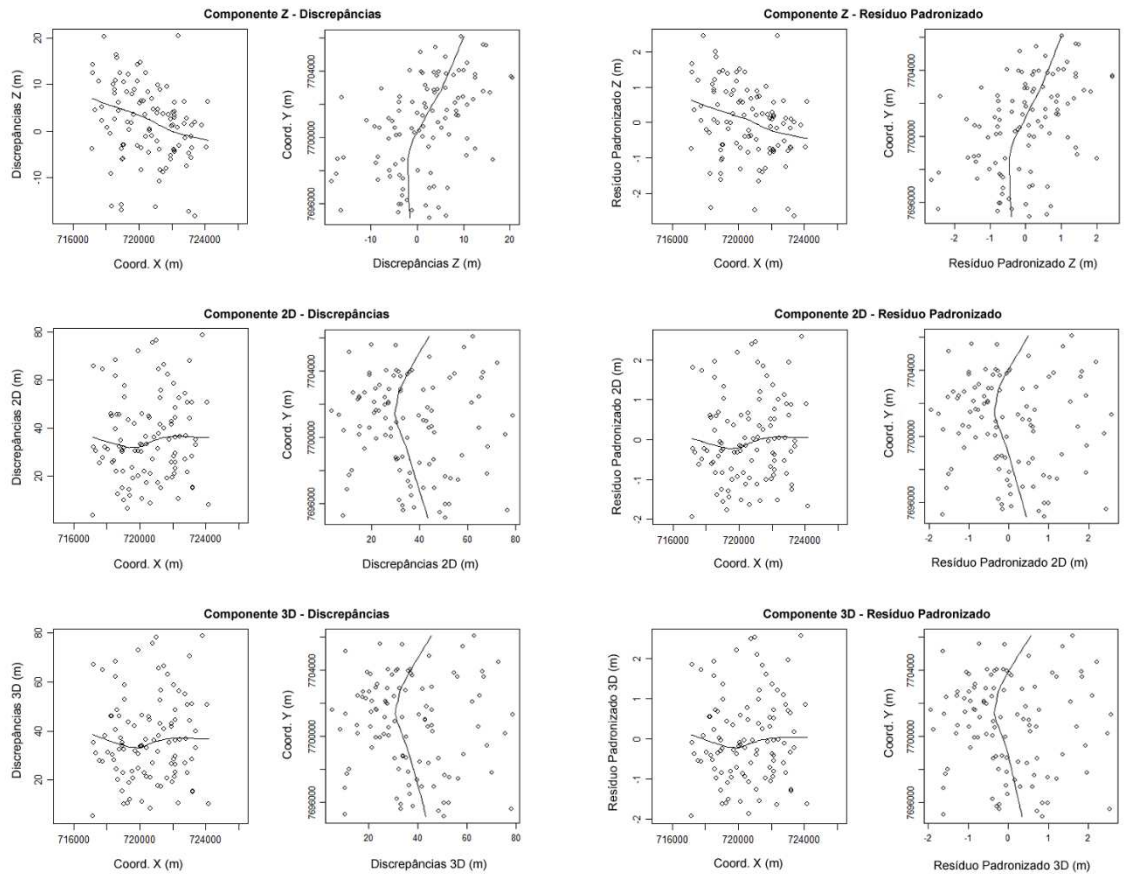


Figura 20 - Gráfico de tendências para as DP e RP no produto VicoSB.

## D) Base de dados NL25

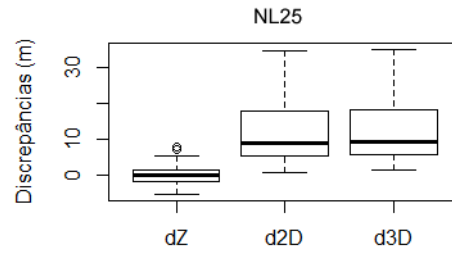


Figura 21 - Boxplot das DP originais do produto NL25.

NL25

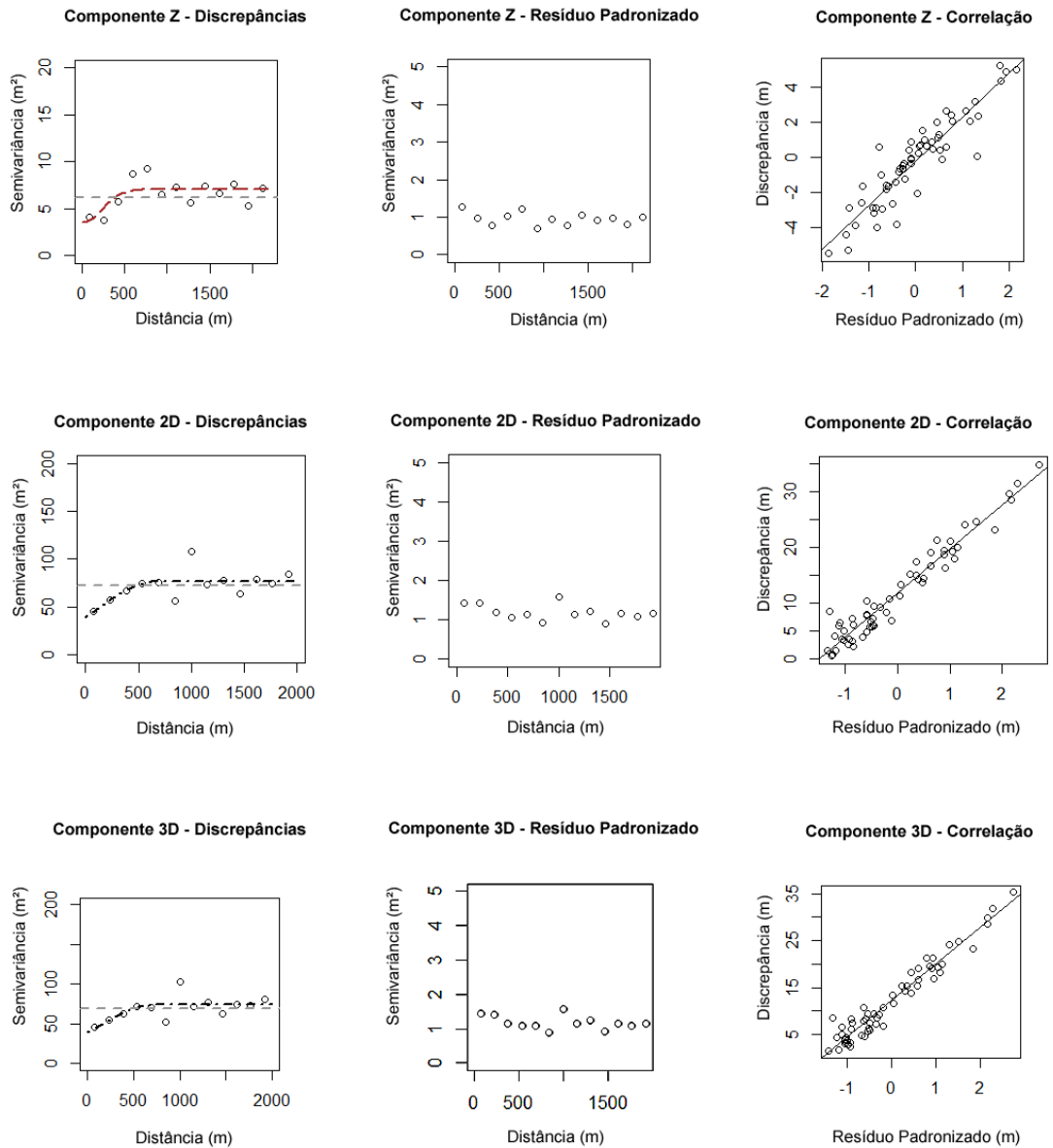


Figura 22 - Semivariograma modelado das DP, semivariograma dos RP e gráfico de correlação entre DP e RP para o produto NL25.

NL25

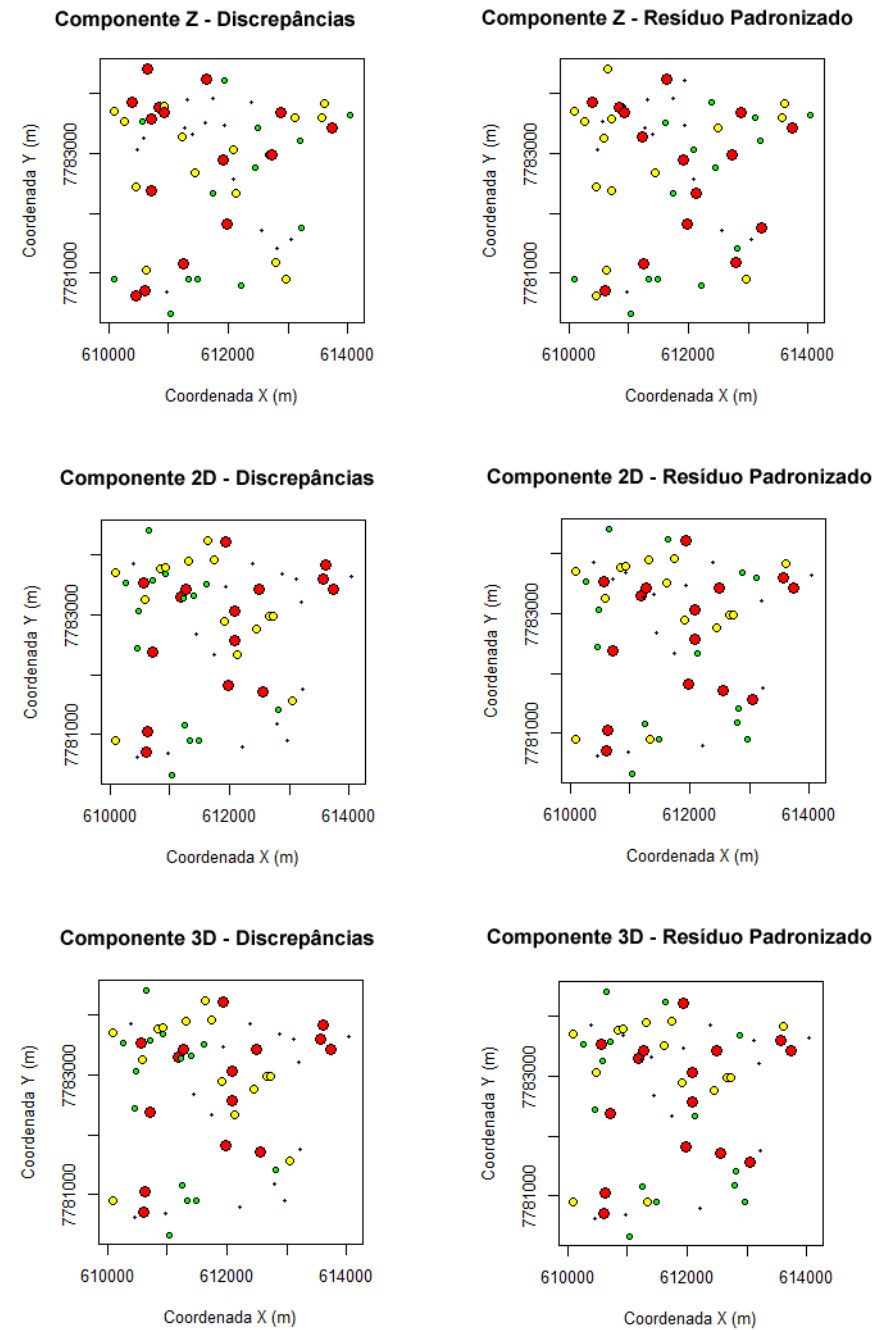


Figura 23 - Distribuição espacial das DP e RP para o produto NL25.

NL25

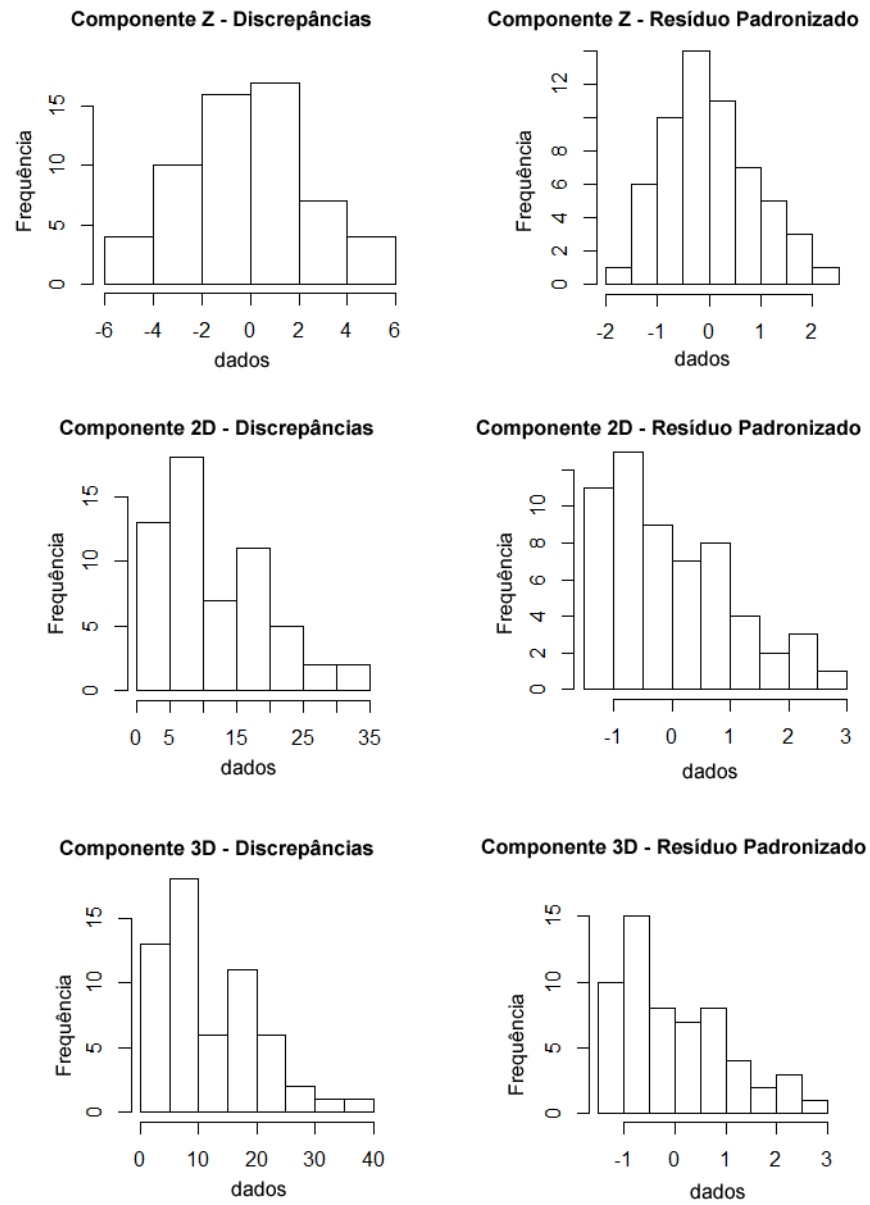


Figura 24 - Histograma das DP e RP para o produto NL25.

NL25

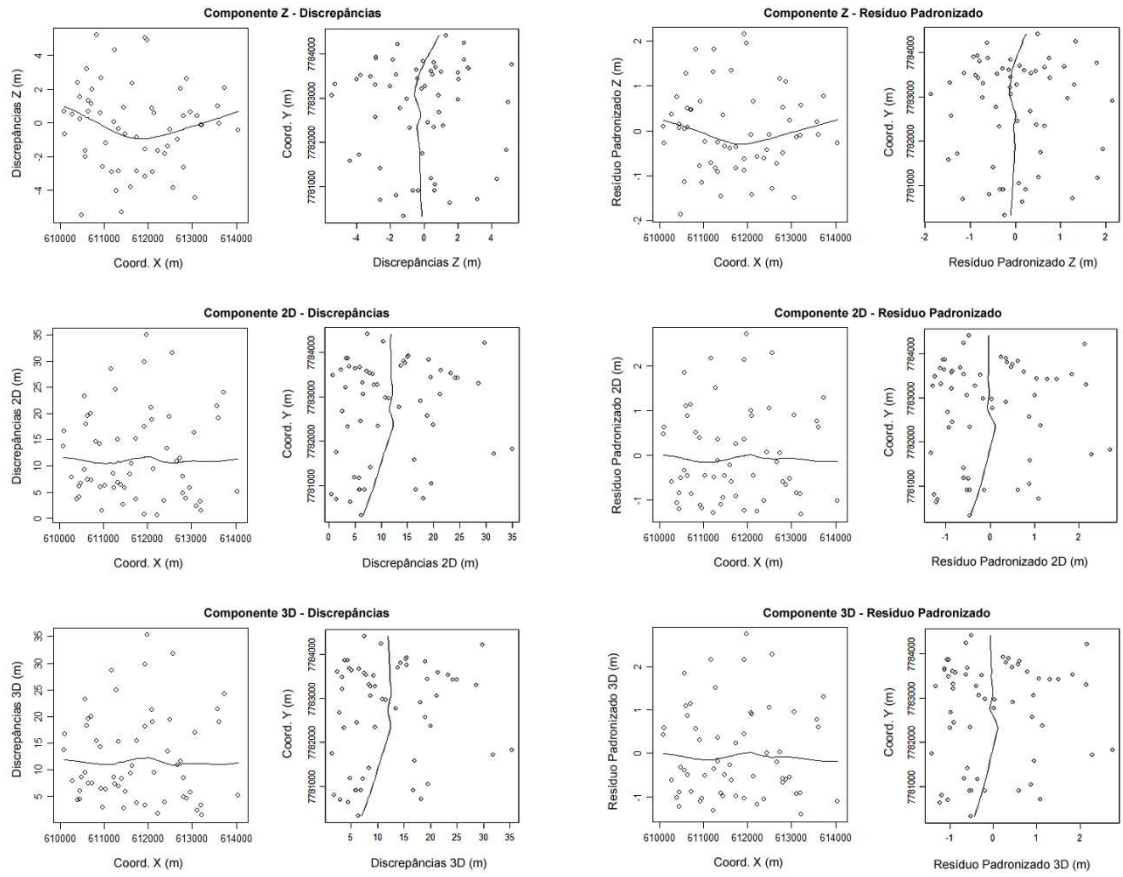


Figura 25 - Gráfico de tendências para as DP e RP no produto NL25.

## E) Base de dados RMBH

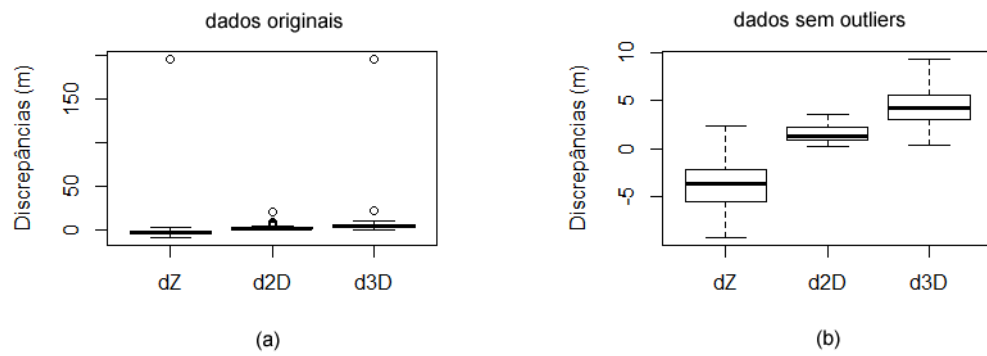


Figura 26 - Boxplot das DP no produto RMBH.

RMBH

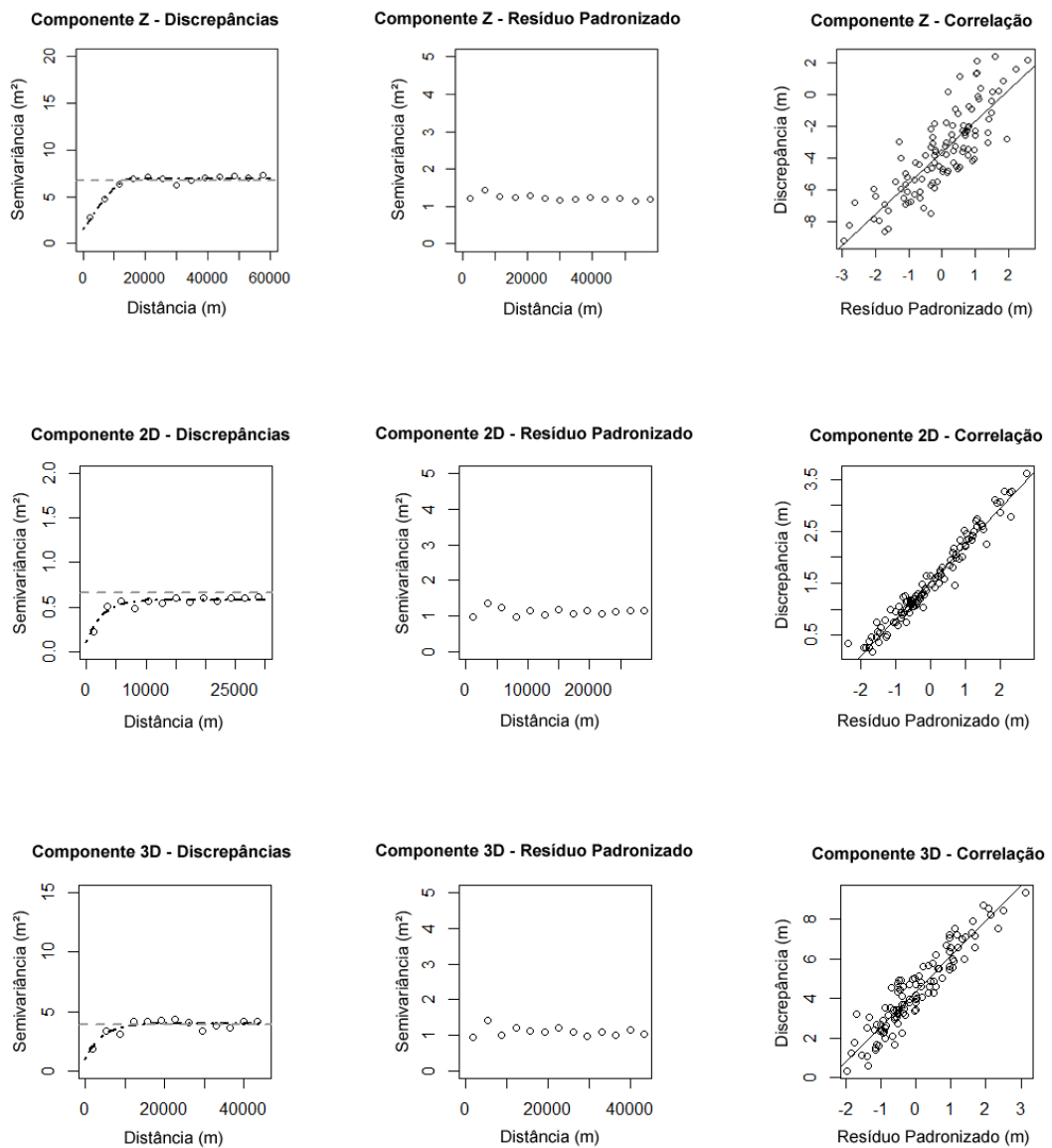


Figura 27 - Semivariograma modelado para as DP, semivariograma dos RP e a correlação entre DP e RP para o produto RMBH.

**RMBH**

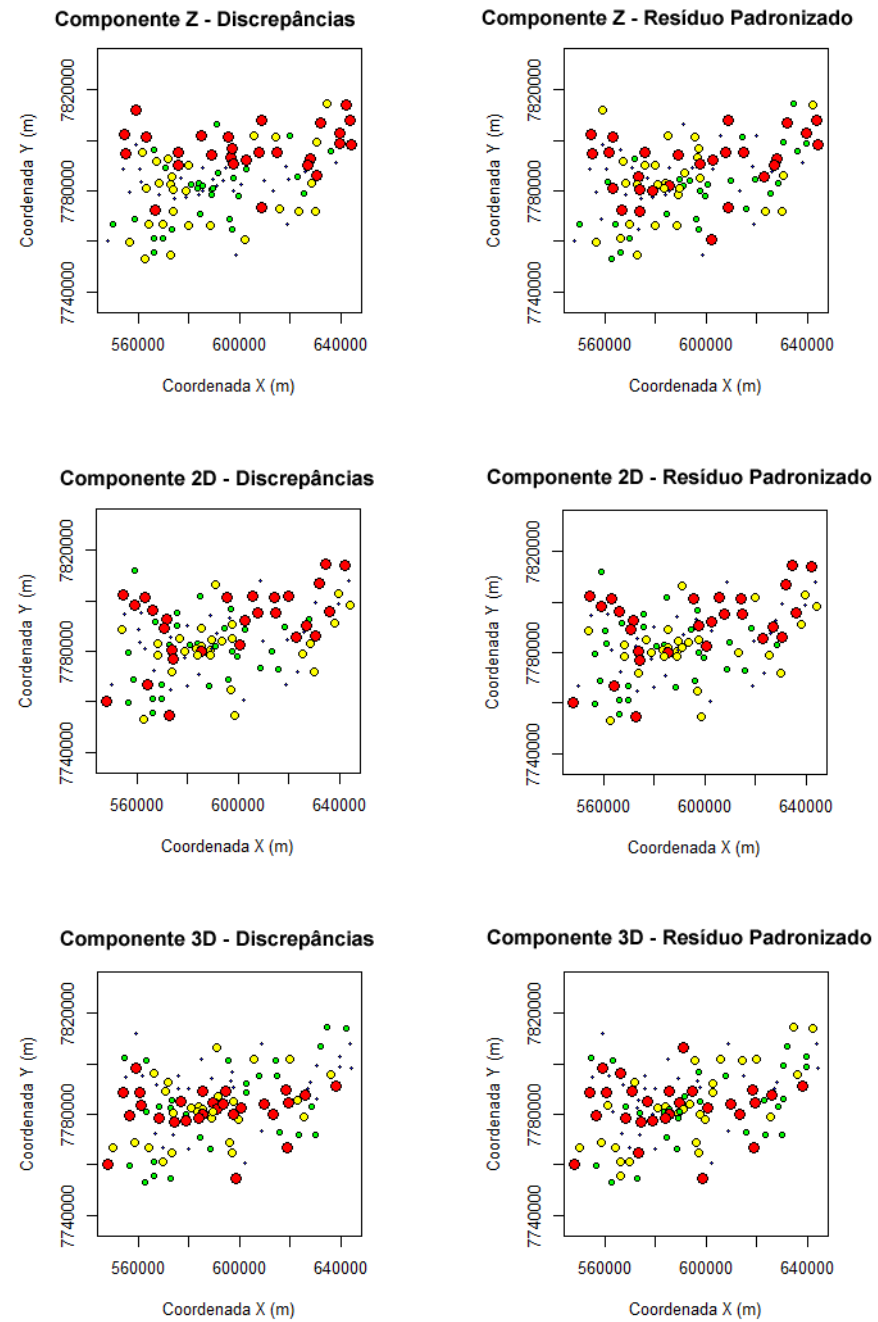


Figura 28 - Distribuição espacial das DP e RP para o produto RMBH.

rmbh

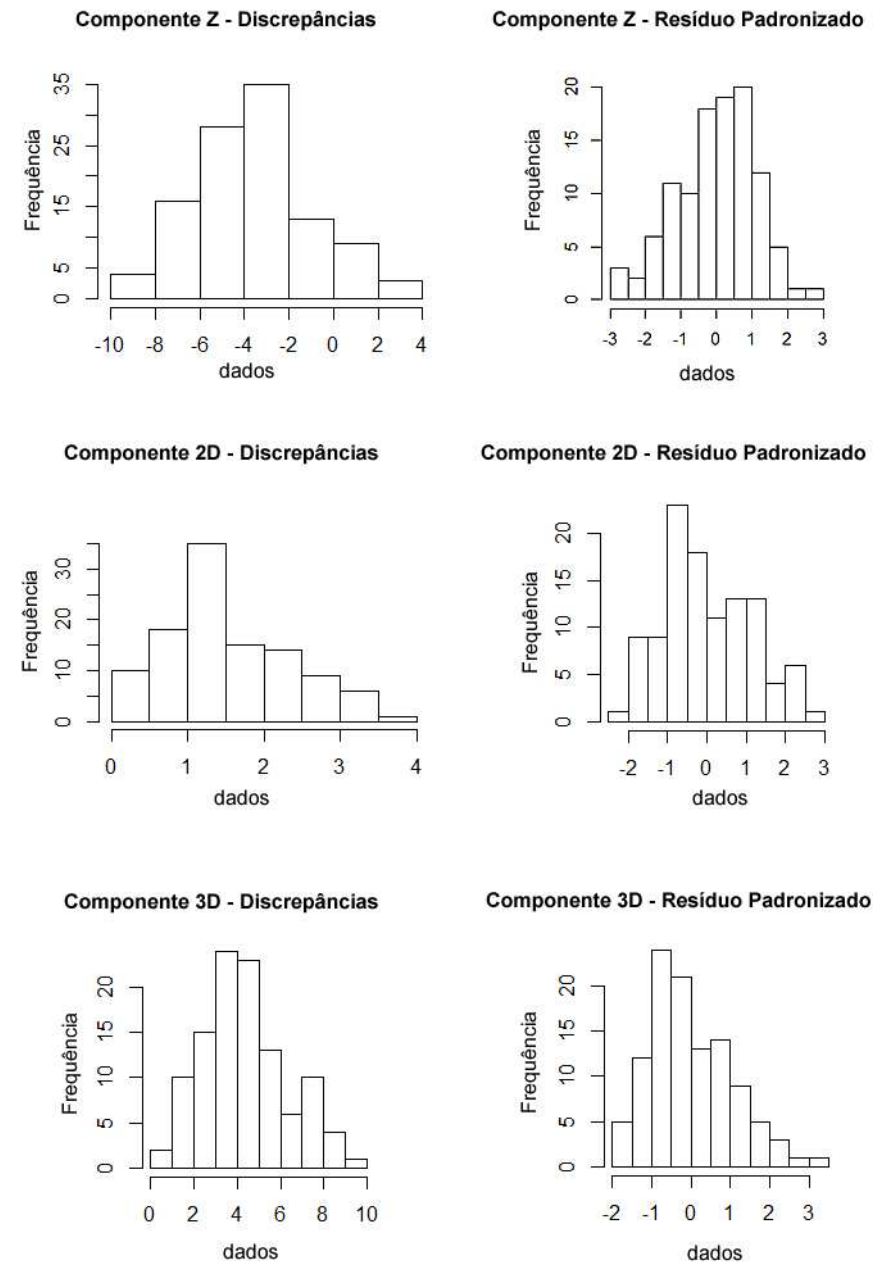


Figura 29 - Histograma das DP e RP para o produto RMBH.

mbh

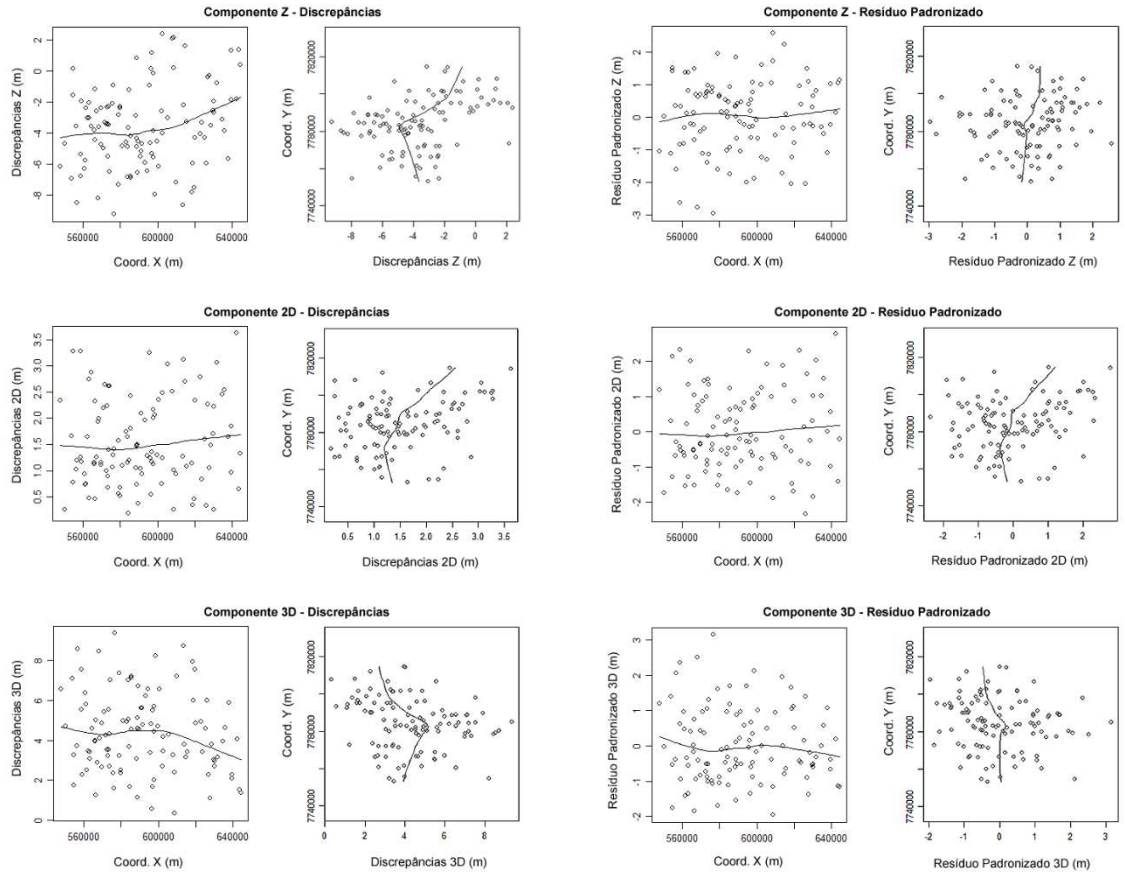


Figura 30 - Gráfico de tendências para as DP e RP no produto RMBH.

## F) Base de dados NL produto SRTM-X

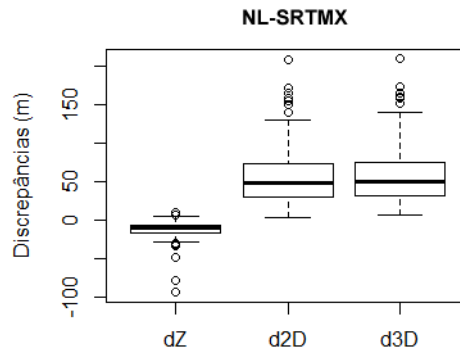


Figura 31 - Boxplot das DP originais do produto NL-SRTMX.

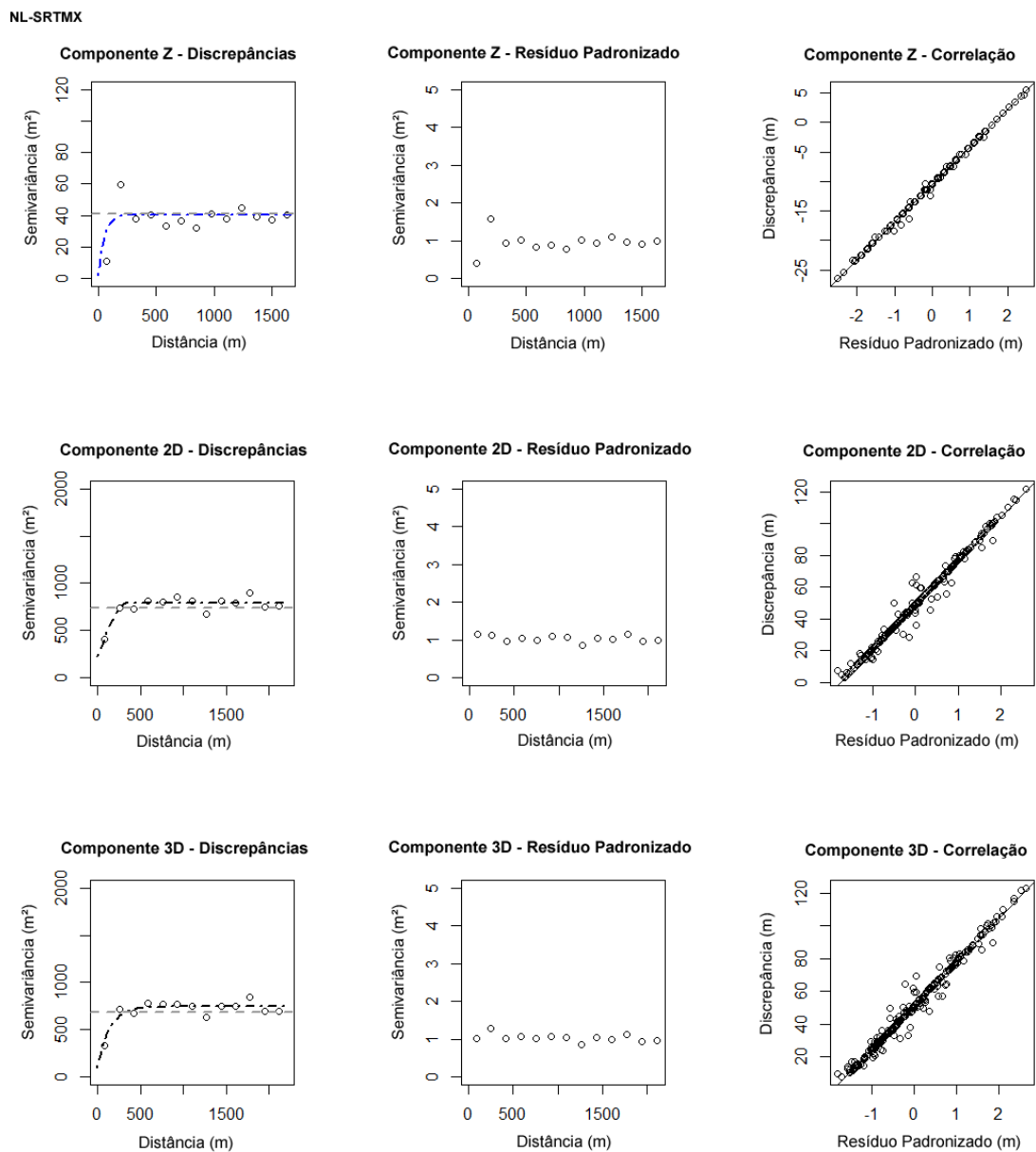


Figura 32 - Semivariograma modelado para as DP, semivariograma dos RP e a correlação entre DP e RP para o produto NL-SRTMX.

NL-SRTMX

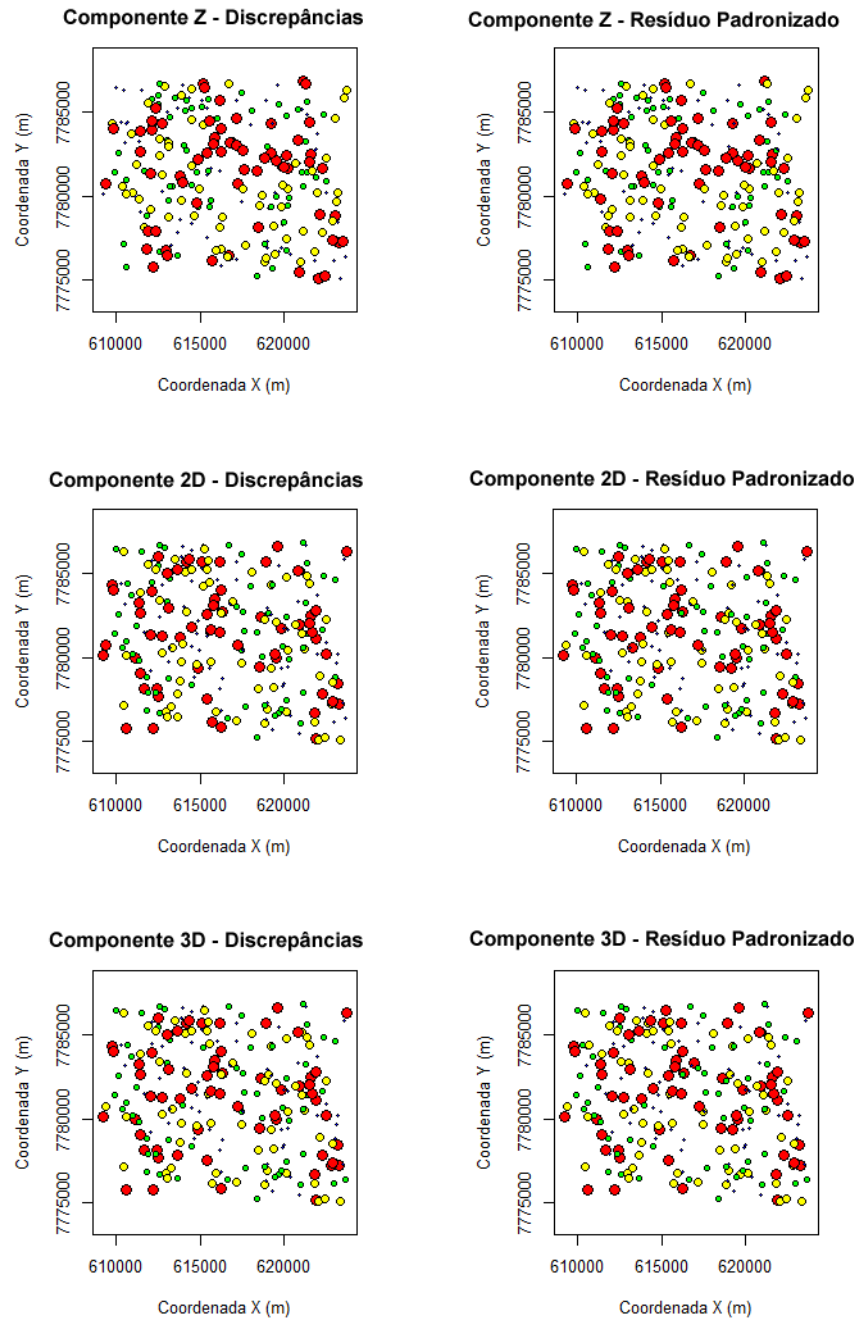


Figura 33 - Distribuição espacial das DP e RP para o produto NL-SRTMX.

NL-SRTM-X

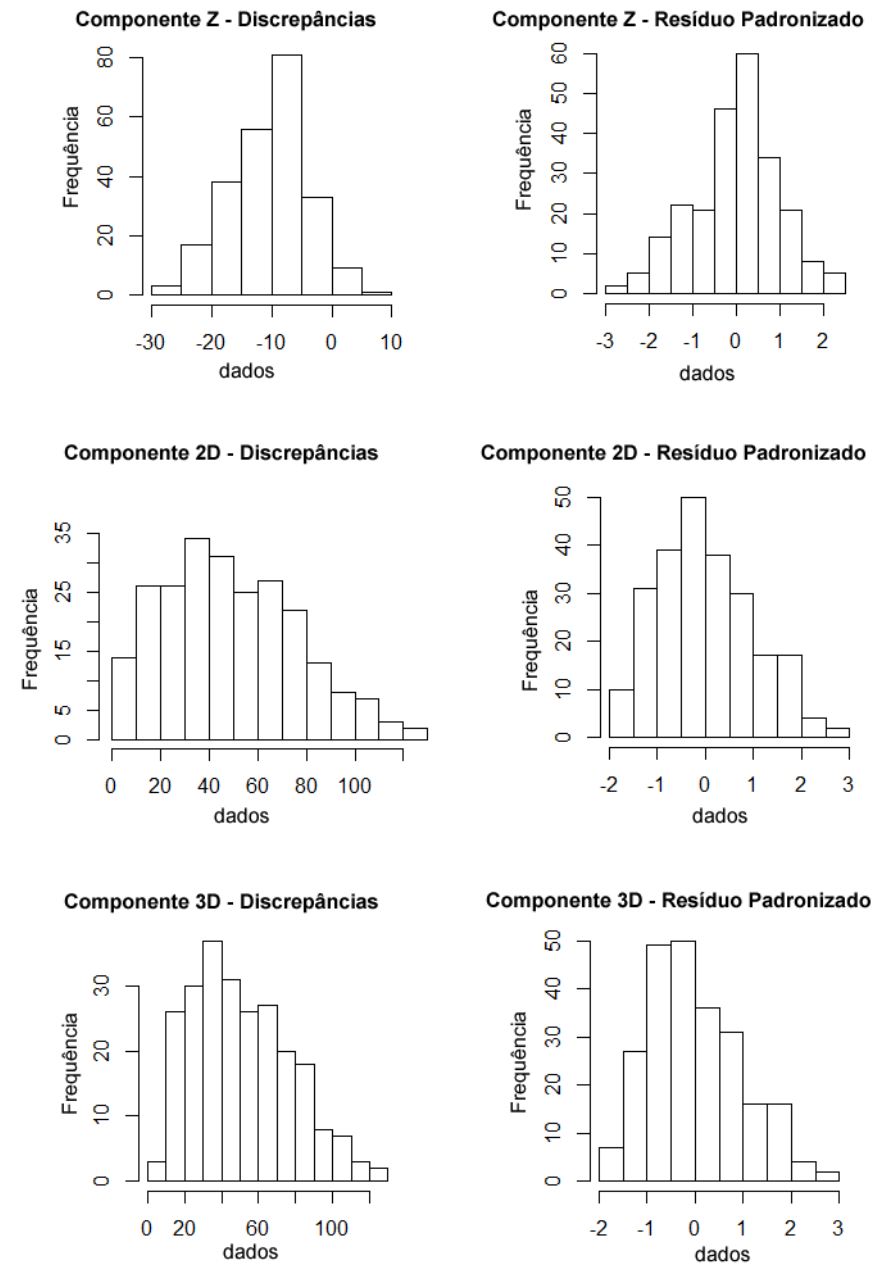


Figura 34 - Histograma das DP e RP para o produto NL-SRTMX.

NL-SRTM-X

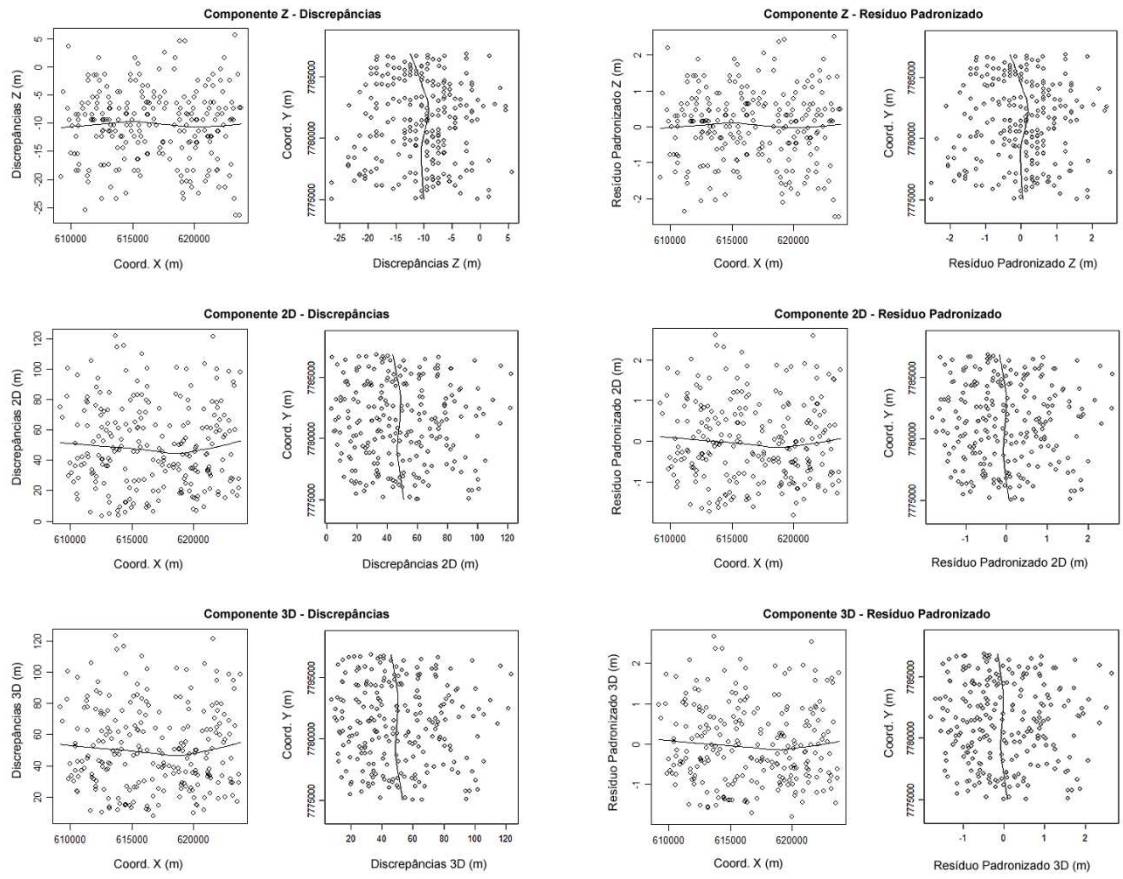


Figura 35 - Gráfico de tendências para as DP e RP no produto NL-SRTMX.

## G) Base de dados NL produto GDEM2

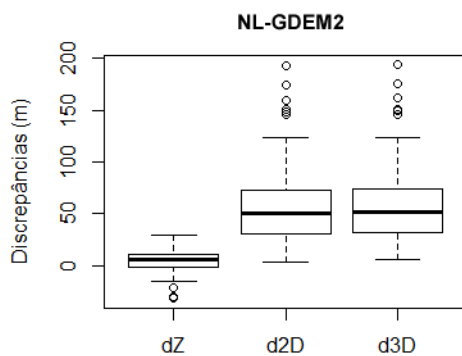


Figura 36 - Boxplot das DP originais do produto NL-GDEM2.

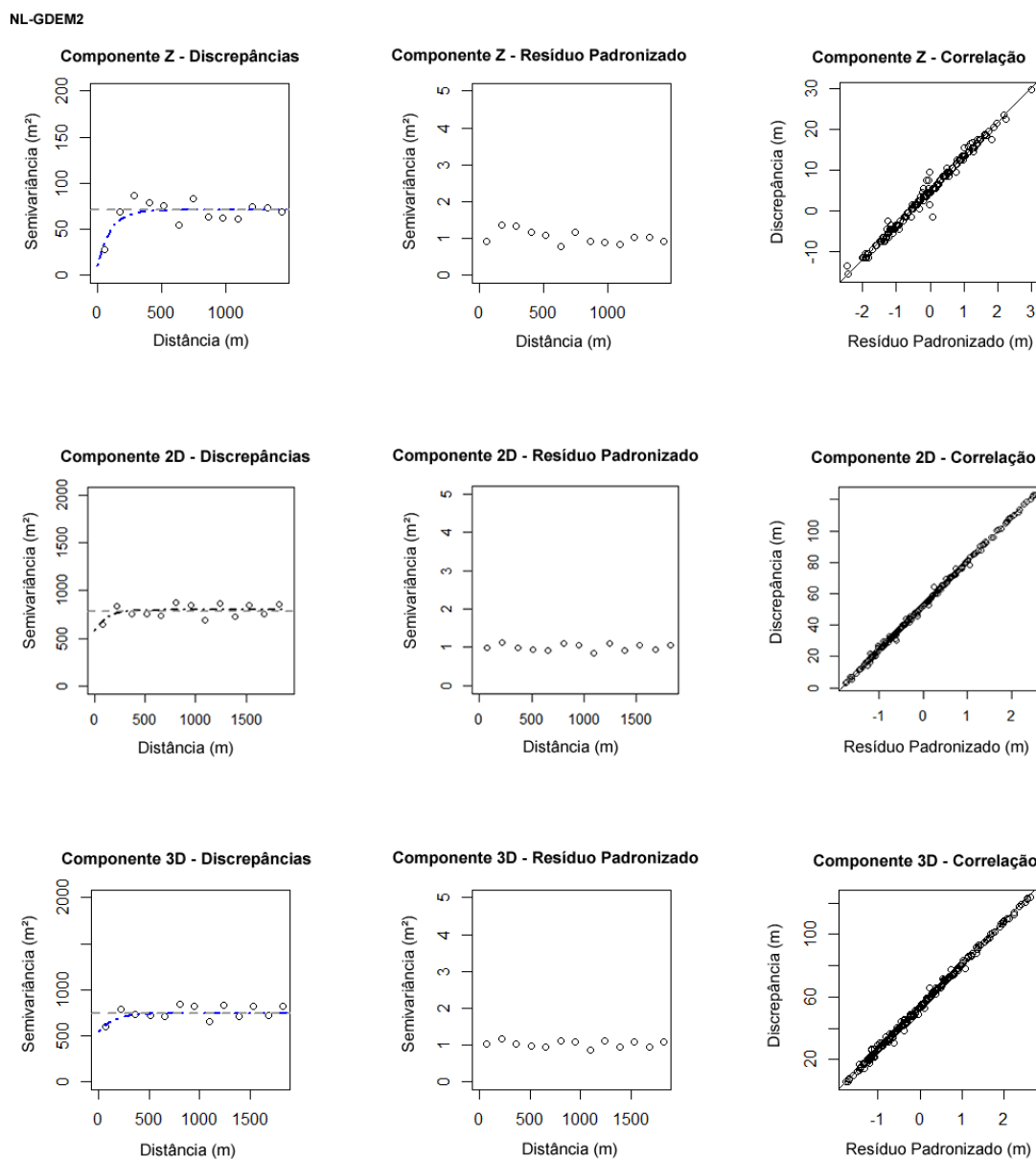


Figura 37 - Semivariograma modelado para as DP, semivariograma dos RP e a correlação entre DP e RP para o produto NL-GDEM2.

NL-GDEM2

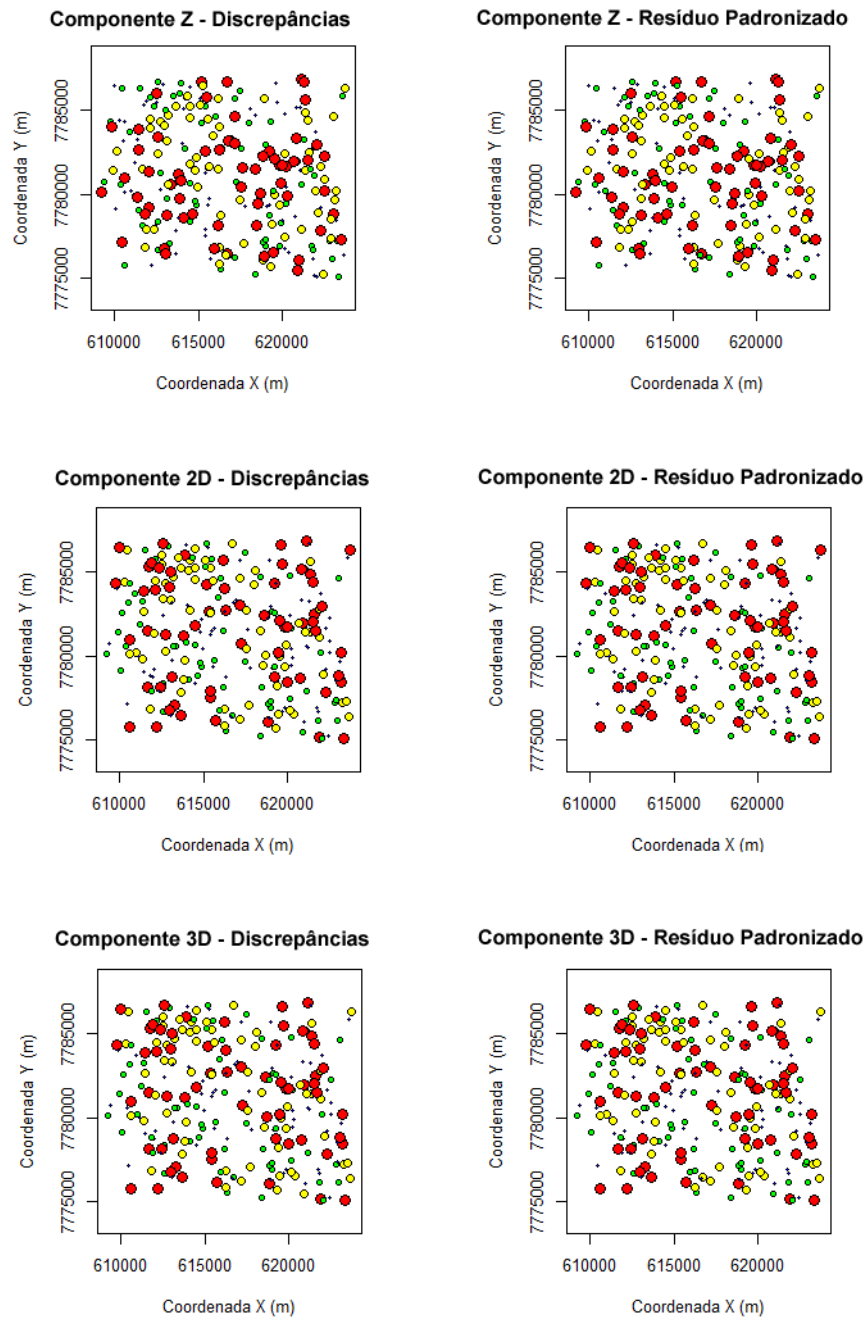


Figura 38 - Distribuição espacial das DP e RP para o produto NL-GDEM2.

NL-GDEM2

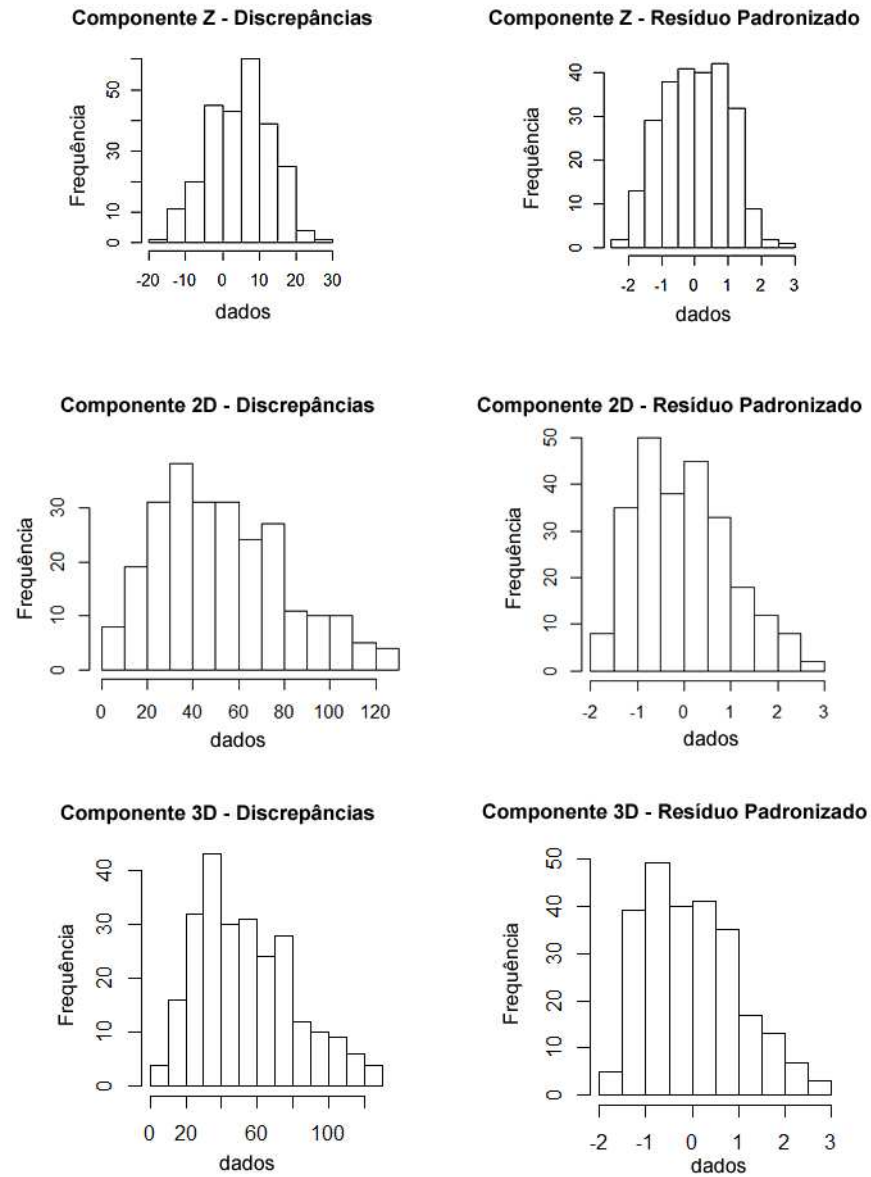


Figura 39 - Histograma das DP e RP para o produto NL-GDEM2.

NL-GDEM2

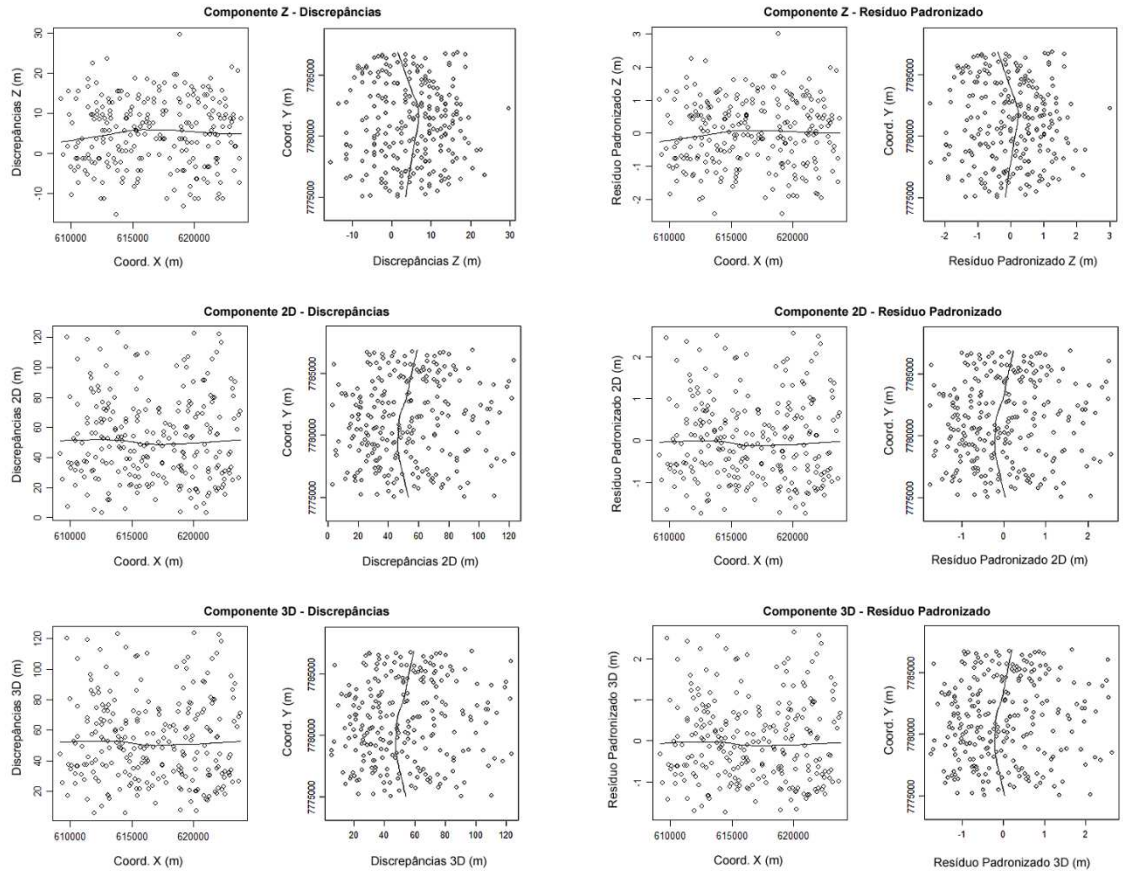


Figura 40 - Gráfico de tendências para as DP e RP no produto NL-GDEM2.

## H) Base de dados VicoRG produto SRTM-X

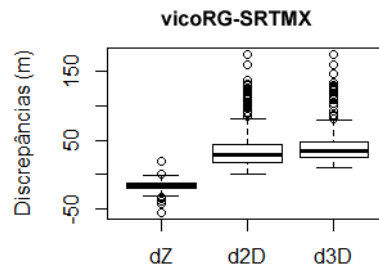


Figura 41 - Boxplot das DP originais do produto VicoRG-SRTMX.

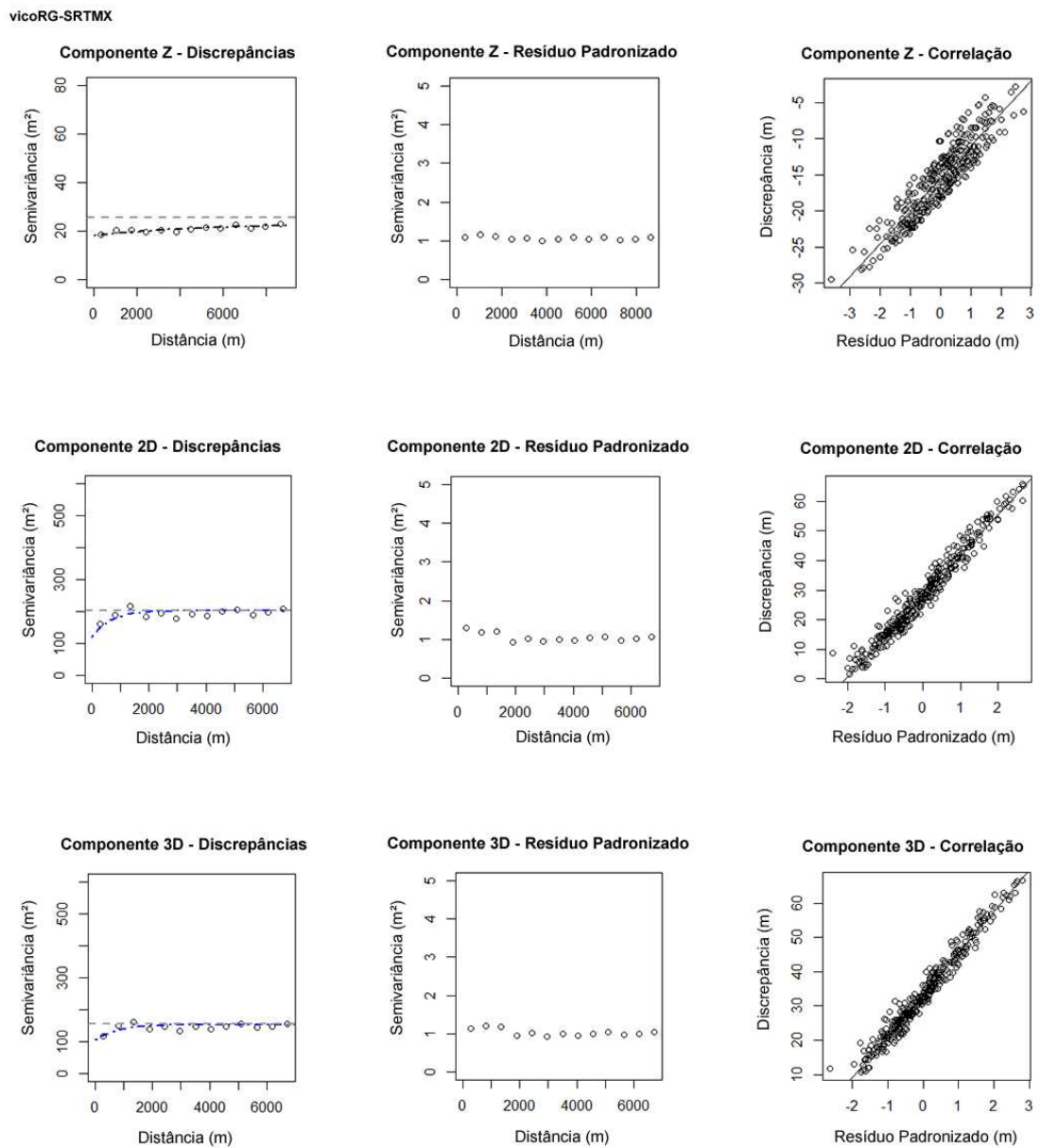


Figura 42 - Semivariograma modelado das DP, semivariograma dos RP e gráfico de correlação entre DP e RP para o produto VicoRG-SRTMX.

vicoRG-SRTMX

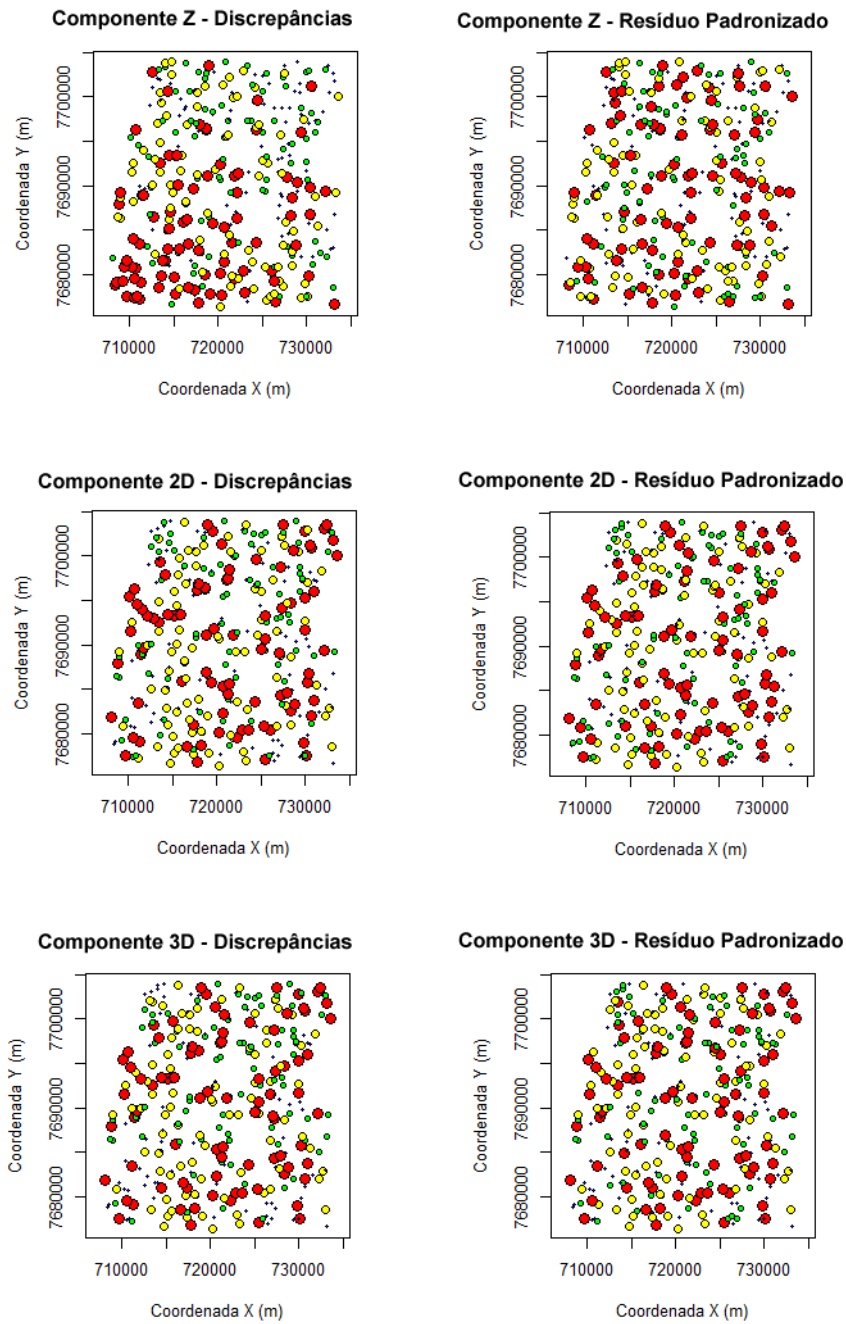


Figura 43- Semivariograma modelado das DP, semivariograma dos RP e gráfico de correlação entre DP e RP para o produto VicoRG-SRTMX.

vicoRG-SRTM-X

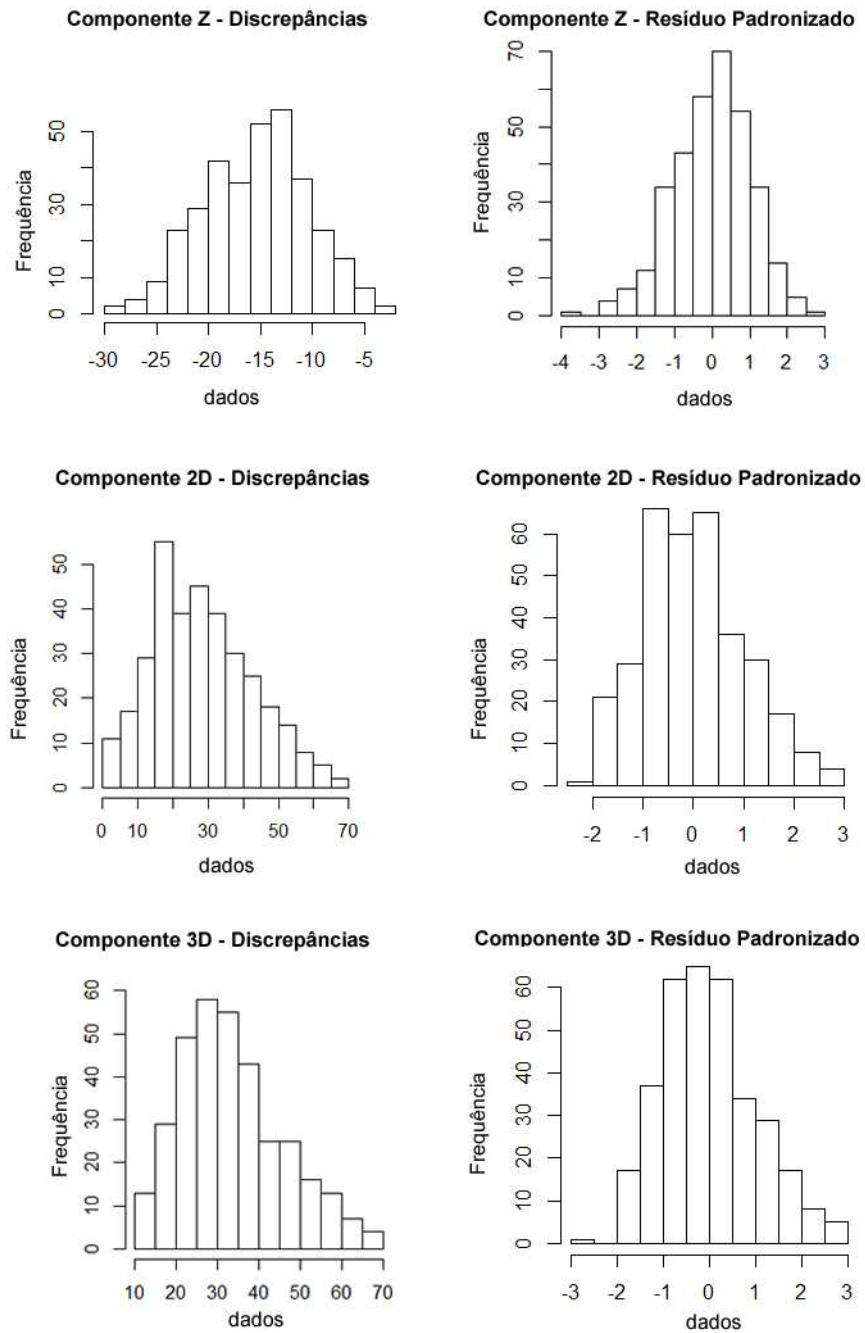


Figura 44 - Histograma das DP e RP para o produto VicoRG-SRTMX.

vicoRG-SRTM-X

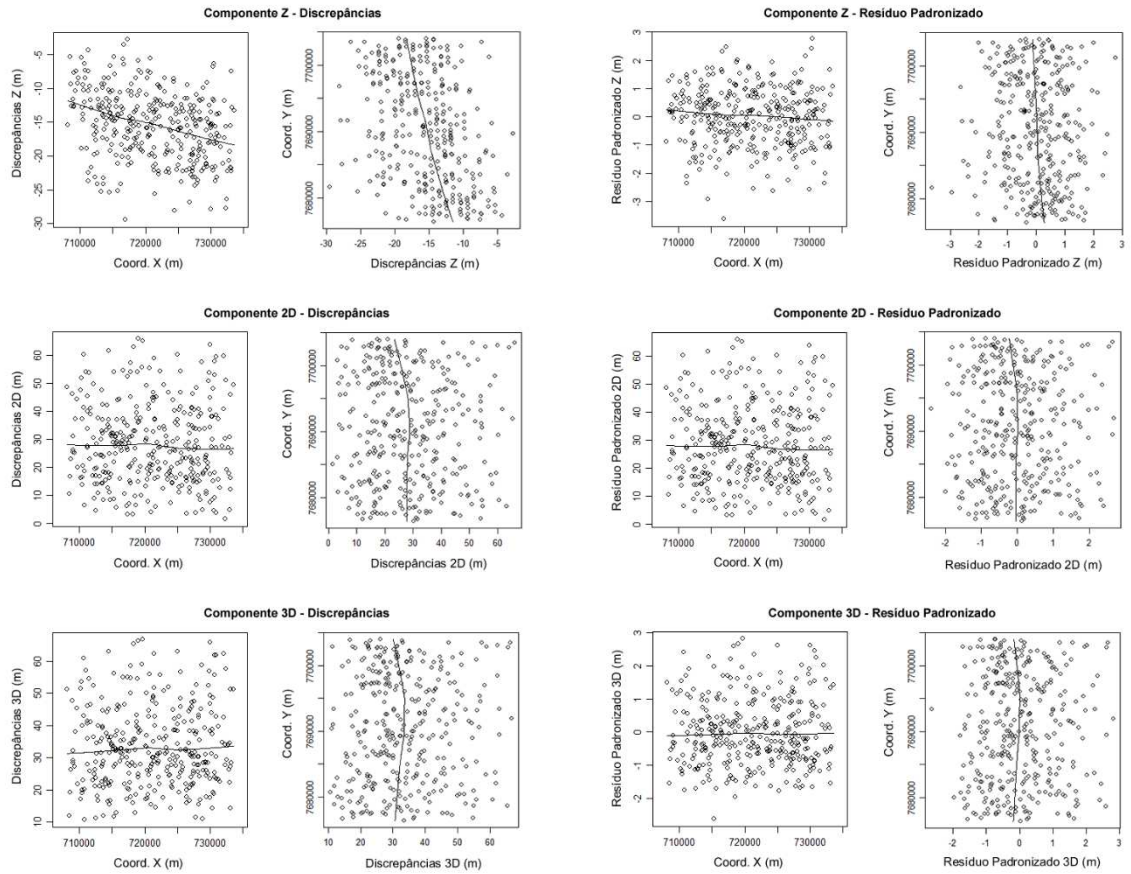


Figura 45 - Gráfico de tendências para as DP e RP no produto VicoRG-SRTMX.

## I) Base de dados VicoRG produto GDEM2

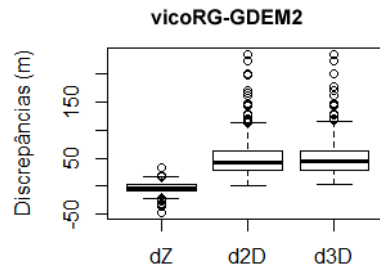


Figura 46 - Boxplot das DP originais do produto VicoRG-GDEM2.

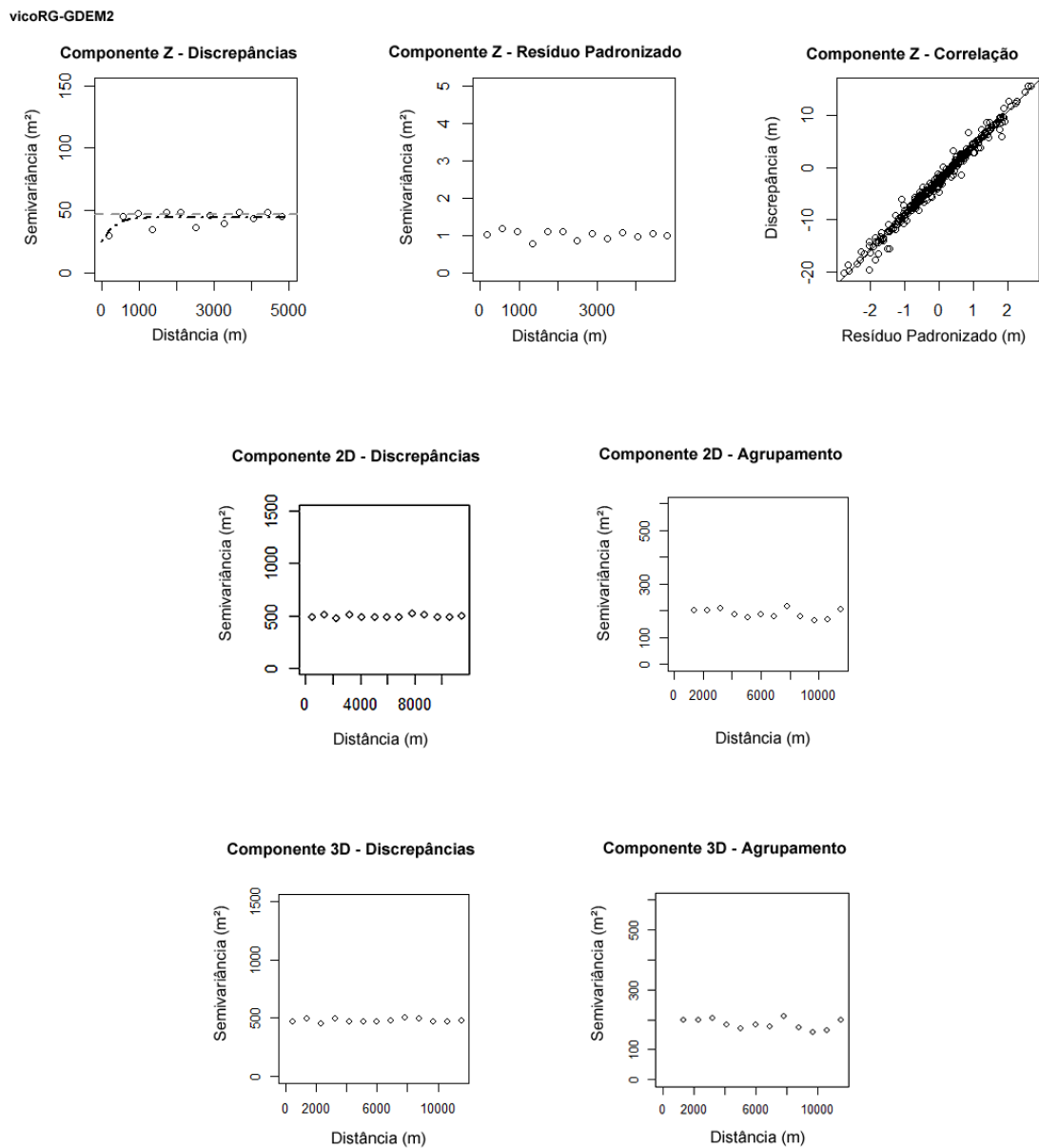


Figura 47 - Semivariograma modelado das DP, semivariograma dos RP, gráfico de correlação entre DP e RP, e semivariograma do agrupamento de DP para o produto VicoRG-GDEM2.

vicoRG-GDEM2

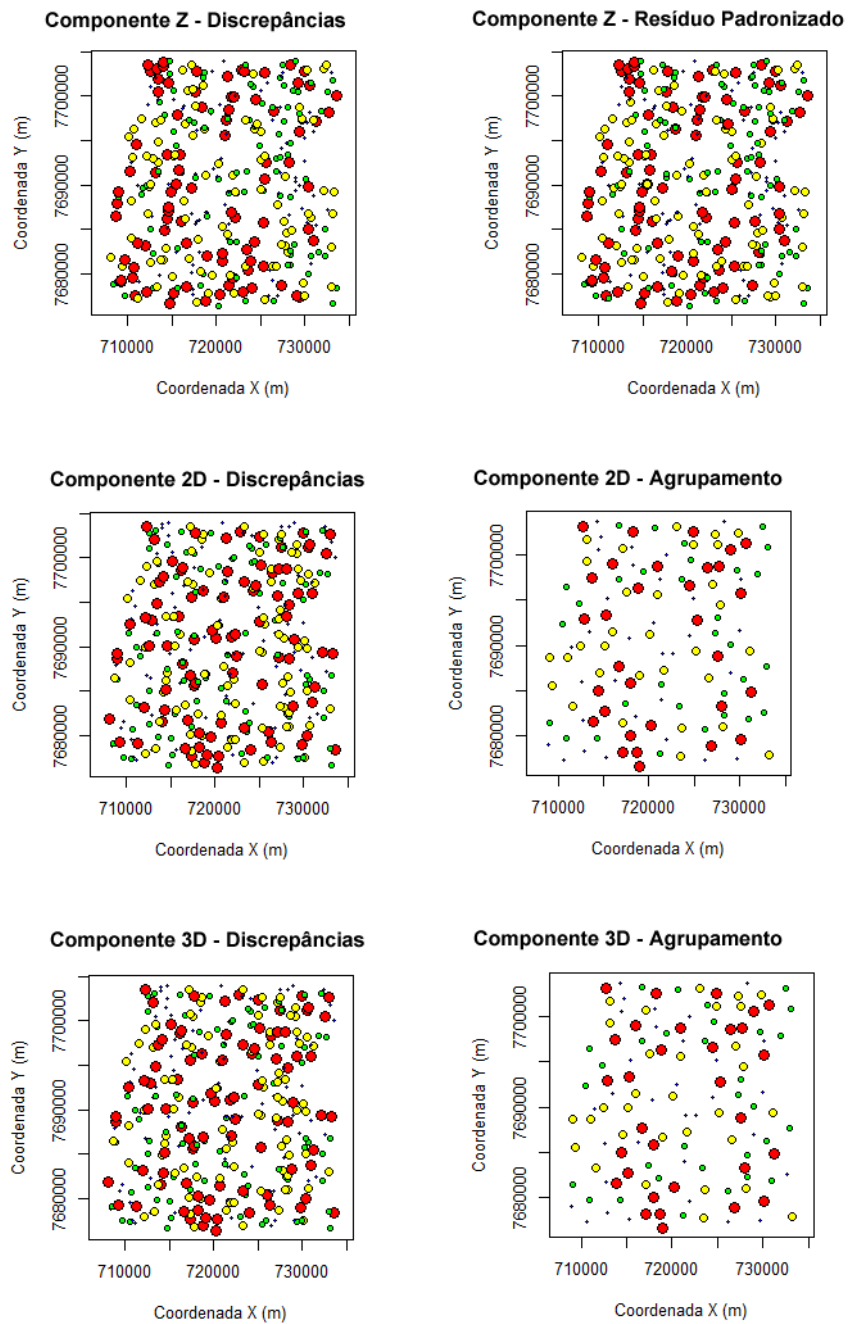


Figura 48 - Distribuição espacial das DP, RP e agrupamentos das DP para o produto VicoRG-GDEM2.

vicoRG-GDEM

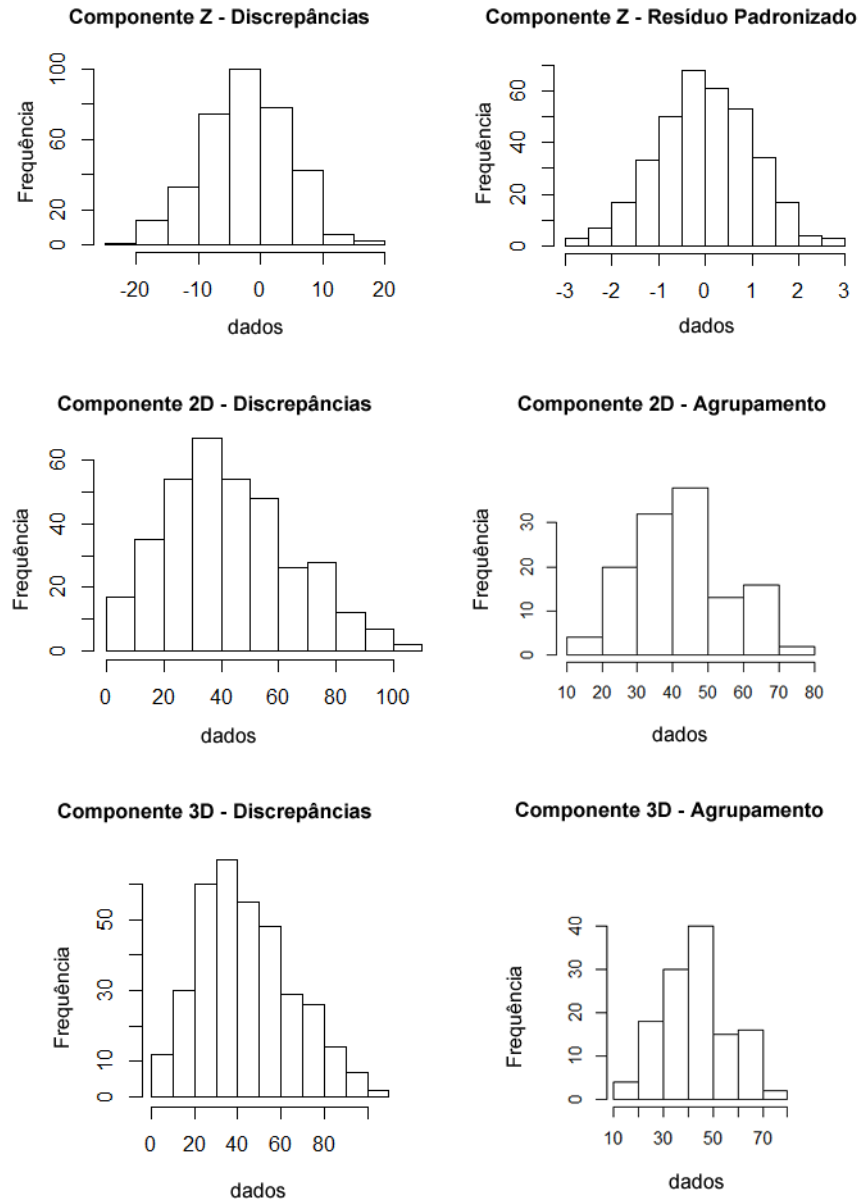


Figura 49 - Histograma das DP, RP e agrupamentos das DP para o produto VicoRG-GDEM2.

vicoRG-GDEM2

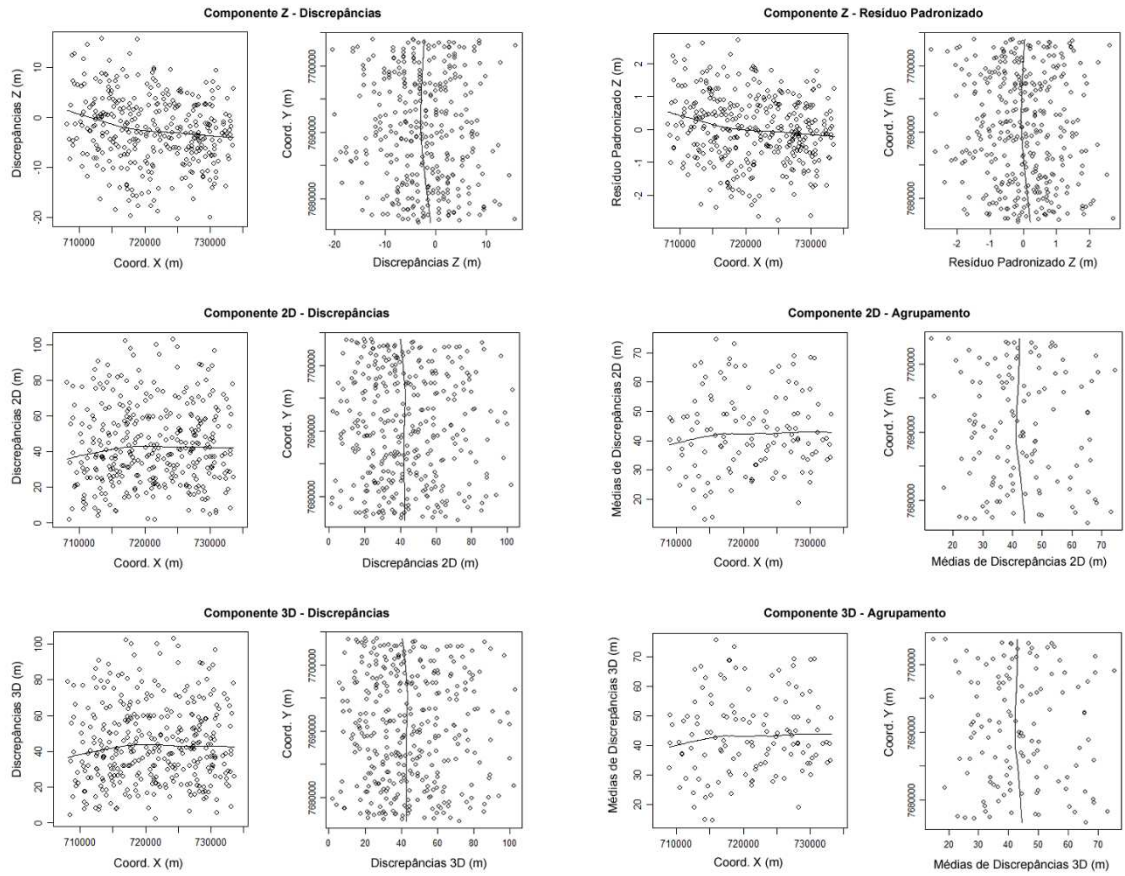


Figura 50 - Gráfico de tendências para as DP, RP e agrupamentos das DP no produto VicoRG-GDEM2.