

ANÁLISE DE ERROS SISTEMÁTICOS EM ORTOFOTO GERADA POR MEIO DE FOTOGRAMETRIA COM RPAS

D. M. C. Vitti^{1,2}, F. F. Mauad¹, A. Marques Jr², L. C. Inocêncio³, M. R. Veronez³*

¹Universidade de São Paulo, Brasil

²Faculdade de Tecnologia de Jahu, Brasil

³Universidade do Vale dos Sinos, Brasil

Comissão IV - Sensoriamento Remoto, Fotogrametria e Interpretação de Imagens

RESUMO

A estatística circular foi aplicada para avaliar escorregamentos e identificar o vetor resultante, bem como o desvio padrão de 31 pontos em duas ortofotos oriundas do imageamento com RPAS comparados com pontos de controle GNSS. Após obter as discrepâncias E e N em cada ponto de controle, as direções do escorregamento entre a ortofoto e GNSS foram determinadas. Estas direções foram distribuídas no círculo geográfico (considerando o azimute) e em seguida aplicada a função de von Mises. Para as ortofotos do sensor Canon ELPH 110S + SfM e sequóia + SfM, as tendências ocorreram no azimute 47° e 116°, com resultantes de 0,192 metros e 0,189 metros, respectivamente, mostrando grande dispersão dos pontos. Os desvios padrão foram de 2,061 metros e 1,818 metros para ambos os sensores. Assim, as tendências na ortofoto Canon ELPH 110S + SfM e ortofoto sequóia + SfM apresentaram resultantes e desvios padrão próximos, no entanto, em direções distintas. Deste modo, pode-se atribuir que os erros sistemáticos foram influenciados pelas características de cada sensor.

Palavras-chave: Acurácia, Ortofoto, RPAS.

ABSTRACT

The circular statistic was applied to evaluate the slide directions and identify its resultant vectors, as well the standard deviation of 31 given points from two orthophotos from RPAS imagery compared to the control points from the GNSS. After the computation of the discrepancies E and N for each control point, the slide directions between the orthophoto and the GNSS was determined. These directions were distributed on a geographic circle (considering its azimuth) and then a von Mises distribution function was applied. For the orthophotos from the Canon (ELPH 110 S camera model) and SfM, and the Sequoia sensor and SfM, the trend directions were on 47° and 116° respectively, with resultants of 0,192 meters and 0,189 meters respectively, indicating great dispersion of points. The standards deviation was 2,061 meters and 1,818 meters for both sensors. Thus, the tendencies in the orthophotos from Canon and SFM, and from Sequoia and SfM showed close values for the resultants and the standard deviations, however, on arbitrary directions. This way, we can assume that the systematic errors were influenced by the characteristics of each sensor.

Keywords: Geoprocessing, Photogrammetry, Images.

1- INTRODUÇÃO

A acurácia de produtos cartográficos baseia-se na análise de erros randômicos e sistemáticos comparados a um padrão estabelecido. A maioria dos

padrões pressupõe a distribuição normal das discrepâncias observadas nos pontos de controle e assim, métodos estatísticos paramétricos são empregados para avaliação da qualidade posicional. Além disso, a amostra de pontos de controle deve ser

independente e aleatória (Santos, 2015; Ariza e Atkinson, 2008).

Análise de dados direcionais tem sido aplicada em vários campos de pesquisa, na migração de pássaros, na direção de ventos e escorregamentos glaciais (FISHER, 1993). Atkinson (2005) avalia a estatística circular como uma ferramenta poderosa para análise de dados geográficos. Quando se trata de fotografias aéreas, é possível detectar padrões de orientação linear. Daí, a importância de se dispor de ferramentas de análises circulares em 2D e esféricas em 3D para analisar comportamentos sistemáticos, quanto à direção dos vetores de erros posicionais

A fotogrametria a partir do imageamento com sensores embarcados em RPAS (*Remotely Piloted Aerial System*) fundamenta-se em conceitos da visão computacional de modelagem baseada no objeto (Debevec et al., 1996; Remondino et al., 2011) em que o algoritmo SfM reconstrói a posição das câmeras a partir da detecção e descrição de pontos de interesse num conjunto de imagens resultando numa nuvem esparsa de pontos (Fonstad et al., 2013; Snavely et al., 2008; Szeliski, 2010). O georreferenciamento num sistema absoluto é feito com inserção de pontos de apoio (García, 2002). Coveney e Roberts (2017) conseguiram boa acurácia a partir de 5 pontos de controle rastreados com GNSS RTK para modelagem de MDE.

A acurácia de ortomosaico gerado a partir da fotogrametria com RPAS tem sido avaliada em termos do RMSE (*root mean square error*) comparando-se a posição de pontos ou nuvem de pontos observados na imagem e coletados no campo por uma técnica mais precisa (Jaud et al., 2016; Harwin e Lucier, 2012). E, da análise de tendência nas posições E e N (Vieira e Genro, 2011).

ASPRS (2015) recomenda que métodos robustos sejam estudados para análise de acurácia de produtos cartográficos, uma vez que, a maioria dos padrões de exatidão tem a normalidade da amostra como pressuposto, e isso nem sempre ocorre.

Este trabalho visou determinar erros sistemáticos 2D em dois ortomosaicos gerados a partir do imageamento simultâneo com dois sensores embarcados em um hexarotor por meio da estatística circular.

2- METODOLOGIA

2.1 Coleta de dados e geração de ortomosaicos

Primeiramente foi realizada a coleta simultânea de imagens sobre o campus da Universidade do Vale dos Sinos a uma altitude média de 120 metros, Fig. 1, com os sensores Canon ELPH 110S e Parrot Sequóia embarcados no hexarotor ST 800 da XFly, Fig. 2.

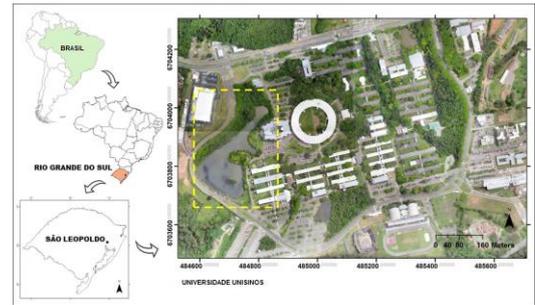


Fig. 1. Localização da área mapeada destacada no retângulo.



Fig. 2. Hexator Xfly ST 800 e sensores embarcados.

As imagens foram processadas no software PIX4D e georreferenciadas com 7 pontos de controle coletadas com GNSS RTK que resultou em dois ortomosaicos com GSD (*ground sample distance*) de 15 cm. Em seguida, 31 pontos de checagem foram coletados com GNSS RTK em feições identificadas na sinalização horizontal da via no entorno do lago, Fig. 3.

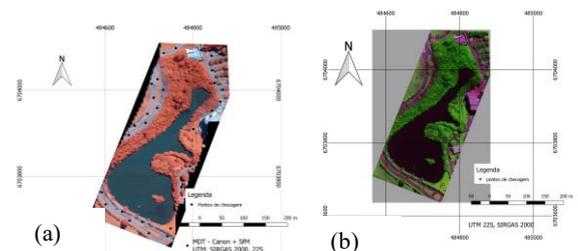


Fig. 3. Ortomosaicos: (a) Canon ELPH 110 S +SfM e (b) Sequóia + SfM com 31 pontos de checagem

2.2 – Erro Direcional

Para a verificação de erros sistemáticos 2D foi adotada a distribuição de von Mises que opera de forma semelhante a distribuição normal, com parâmetros que indicam suas características: direção (θ), média (μ) e parâmetro de concentração (k) (Jammalamadaka e Sen-Gupta, 2001; Jupp e Mardia, 1989). A variável aleatória circular “Y” tem

distribuição de von Mises, com parâmetros μ e k , se sua função densidade de probabilidade for dada pela Eq. 1. Foi atribuído ao fator k valor igual a 0,5.

$$f(y, \mu, k) = \frac{1}{2\pi I_0} \exp[k \cos(y - \mu)] \quad \text{para} \quad 0 \leq y \leq 2\pi; 0 \leq \mu \leq 2\pi; e k > 0 \quad (1)$$

Onde $I_0(k)$ é a função de Bessel modificada de 1º tipo e ordem zero, que é dada pela série (Eq. 2):

$$I_0(k) = \sum_{r=0}^{\infty} \frac{1}{r!^2} \left(\frac{k}{2}\right)^{2r} \quad (2)$$

Dada uma série de vetores unitários, sua direção predominante é representada pela resultante das discrepâncias das coordenadas X e Y e o ponto final do vetor unitário, cuja direção é formada pelo ângulo (θ) em relação aos eixos x e y . Estes são dados pelas Eq. 3 a 6, (Jammalamadaka; Sen-Gupta, 2001).

$$X_i = \cos \theta \quad e \quad Y_i = \sin \theta \quad (3)$$

Considerando C a soma das componentes X_i , Eq. 4 e S , a soma das componentes Y_i , Eq. 5, tem-se a direção predominante do erro sistemático dado pelo ângulo (θ), Eq. 6:

$$C = \sum_{i=1}^n \cos \theta \quad (4)$$

$$S = \sum_{i=1}^n \sin \theta \quad (5)$$

$$\theta = \text{atan} \left(\frac{S}{C} \right) \quad (6)$$

E a resultante R é dada pela Eq. 7:

$$R^2 = S^2 + C^2 \quad (7)$$

Com R variando entre $[0,1]$. Quanto mais próximo de 0 é R , maior é a dispersão dos dados.

A média circular de $\theta_1, \theta_2, \theta_3, \dots, \theta_n$ é definida como sendo o ângulo médio de $\bar{\mu}$ correspondente ao vetor resultante, que deve satisfazer as seguintes condições (Eq. 8 e 9):

$$\cos(\bar{\mu}) = \frac{C}{R} \quad (8)$$

$$\sin(\bar{\mu}) = \frac{S}{R} \quad (9)$$

Se:

$$\bar{\mu} = \begin{cases} \text{atan} \left(\frac{S}{C} \right), & \text{se } S \geq 0 \text{ e } C > 0; \\ \text{atan} \left(\frac{S}{C} \right) + \pi, & \text{se } C < 0; \\ \text{atan} \left(\frac{S}{C} \right) + 2\pi, & \text{se } S < 0 \text{ e } C > 0 \end{cases}$$

A magnitude da resultante R fornece uma informação sobre o grau de concentração dos ângulos observados. Assim, quanto maior a dispersão da amostra, menor a resultante (Otieno, 2002). Então, para se comparar duas resultantes é mais comum usar o comprimento médio, \bar{R} , dado em função das componentes médias de C e S (Eq. 10, 11 e 12), no qual tem a vantagem de variar no intervalo $[0,1]$.

$$\bar{C} = \frac{N_r}{n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \cos \theta \quad (10)$$

$$\bar{S} = \frac{E_r}{n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sin \theta \quad \dots\dots\dots(11)$$

$$\bar{R} = \frac{R}{n} = \sqrt{\bar{C}^2 + \bar{S}^2} \quad (12)$$

A variância mínima ocorre quando $V = 0$ e ($\bar{R} = 1$) e corresponde a todas as observações estarem precisamente no mesmo local. O maior limite possível de variação ocorre para dados uniformemente distribuídos ao redor do círculo, e corresponde a $V = 1$ e ($\bar{R} = 0$). A variância e o desvio padrão são dados pelas Eq. 13 e 14 (Otieno, 2002):

$$V = 1 - \bar{R} \quad (13)$$

$$\sigma = \sqrt{-2 \cdot \ln \bar{R}} \quad (14)$$

2.2.1 – Teste de significância da média direcional

O teste de significância da estatística circular ou teste de Hayleigh baseia-se nas hipóteses prévias formuladas em relação a média direcional:

H_0 : a amostra possui média direcional

H_1 : a amostra não possui média direcional

A decisão é tomada sobre o valor de Z calculado em função do tamanho da amostra e da resultante direcional (Eq. 15). Então, $Z_{\text{calculado}}$ é comparado com valor de Z_{tabelado} do teste de Hayleigh.

$$Z_{\text{calc}} = n \cdot R^2 \quad (15)$$

Se $Z_{\text{calculado}} < Z_{\text{tabelado}}$, aceita-se H_0 ao nível de significância de 0,05 e conclui-se que a amostra possui média direcional. Do contrário, rejeita-se H_0 .

2.2.2 – Teste de Uniformidade da Estatística Circular

Os azimutes formados pelas discrepâncias E e N apresentam distribuição uniforme, caso suas posições no círculo geográfico forem uniformes com base nas seguintes hipóteses:

H_0 : a distribuição dos azimutes é uniforme

H_1 : a distribuição dos azimutes não é uniforme

O círculo geográfico é dividido em 8 partes iguais, de 45° em 45°, onde são considerados azimutes Norte todos que se localizarem entre os azimutes 337,5° e 22,5°, nordeste entre 22,5° e 67,5° e assim por diante, o que completa 8 grupos. Sendo o tamanho da amostra maior que 30, calcula-se o valor de Qui quadrado para a amostra com base na frequência de ocorrência dos azimutes em cada categoria (f_i), em relação a frequência absoluta (\tilde{f}_i) dados pelas Eqs. 16 e 17.

$$\chi^2_{\text{cal}} = \sum \frac{(f_i - \tilde{f}_i)^2}{\tilde{f}_i} \quad (16)$$

$$\tilde{f}_i = \frac{n}{8} \quad \dots (17)$$

Então, confronta-se χ^2_{cal} com $\chi^2_{\text{crítico}}$ da tabela de $\chi^2_{(n-1;0,05)}$. Se $\chi^2_{\text{cal}} > \chi^2_{\text{crítico}}$ rejeita-se a hipótese nula de que a distribuição dos azimutes é uniforme para n-1 graus de liberdade e nível de confiança de 0,05.

3- RESULTADOS

As discrepâncias em E e N, os azimutes, e o quadrante de θ são exemplificados nas Tabelas 1 e 2. E, na Tabela 3 são apresentados os resultados da análise direcional de acordo com as Eq. 14 a 18. E, na Tabela 8, os resultados dos testes de significância e uniformidade para as direções analisadas nos dois ortomosaicos, Canon ELPH 110 S e SfM e Sequóia e SfM.

TABELA 1 – Exemplo de azimutes das discrepâncias EN observados no ortomosaico gerado através das imagens da câmera Canon ELPH 110S + SfM

Pto Chec.	Disc. E (m)	Disc. N (m)	Azimute (graus dec.)	Quadrante
1	0,098	-0,308	162,3369295	S
2	0,178	-0,230	142,2803561	SE
3	0,239	-0,054	102,8456149	E
.....
13	0,153	0,115	53,0900225	NE
14	-0,115	-0,085	233,4313672	SW
15	0,006	0,139	2,4478482	N
16	0,045	-0,053	139,3254005	SE
.....
29	0,264	-0,133	116,7823105	SE
30	0,445	-0,284	122,5728078	SE
31	0,263	-0,116	113,8107428	SE

TABELA 2 – Exemplo de azimutes das discrepâncias EN observados no ortomosaico gerado através das imagens da câmera Sequóia + SfM

Pto Chec.	Disc. E (m)	Disc. N (m)	Azimute (graus dec.)	Quadrante
1	0,390	-0,108	105,4786382	E
2	-0,076	-0,202	200,6181882	S
3	0,146	-0,306	154,4930619	SE
.....
13	0,005	0,152	1,884050214	N
14	-0,011	0,187	356,6335393	N
15	0,012	0,414	1,660282368	N
16	-0,003	0,264	359,3489396	N
.....
29	0,508	-0,233	114,6390974	SE
30	0,493	-0,146	106,4964471	E
31	0,401	-0,146	110,0060477	E

TABELA 3 – Resultantes e direções dos escorreamentos nos ortomosaicos provenientes das imagens dos sensores CANON + SfM e Sequóia + SfM

Ortomosaico	\bar{R} (m)	θ (graus)	Média (rad)	Desvio padrão (m)
Canon ELPH 110S	0,192	47	0,820	2,061
Sequóia	0,189	116	0,866	1,818

TABELA 7 – Resultados do teste de significância e uniformidade para as direções dos escorregamentos das discrepâncias EN dos ortomosaicos provenientes das imagens dos sensores CANON + SfM e Sequóia + SfM

Ortomosaico	Teste de Rayleigh		Teste de Uniformidade	
	Z_{calc}	Z_{crit}	χ^2_{calc}	χ^2_{crit}
		(30, 0,05)		(30, 0,05)
CANON+ SfM	0,444	2,971	4,355	43,773
Sequóia + SfM	1,136	2,971	12,161	43,773

Como os valores limites dos testes de média direcional e uniformidade foram maiores que os calculados, conclui-se que há média direcional e a distribuição dos azimutes é uniforme, com nível de confiança de 90 % e 30 graus de liberdade.

Na Figura 4 são apresentadas as distribuições de von Mises de acordo com a Eq. 5 para os escorregamentos observados nos pontos de checagem dos ortomosaicos provenientes das imagens dos sensores CANON + SfM e Sequóia + SfM.

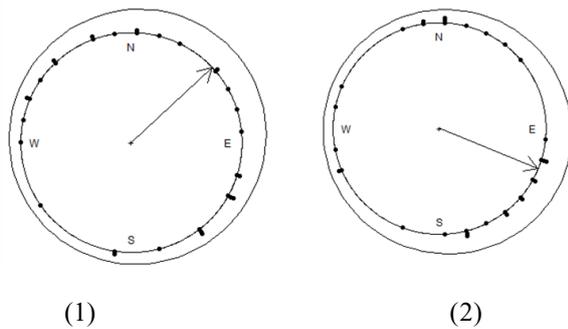


Fig. 3 - Análise direcional das discrepâncias EN dos ortomosaicos Canon ELPH+SfM (1) e Sequóia+SfM (2), com base na função de distribuição de von Mises, $k = 0,5$.

As resultantes de 0,192 m e 0,189 m e desvios padrão de 2,061 e 1,818 m indicam que há grande dispersão nas direções dos escorregamentos para os ortomosaicos oriundos das imagens dos sensores Canon ELPH 110 S e Sequóia nas direções 47 graus e 116 graus.

4 – CONCLUSÃO

Os resultados mostraram que a tendência na ortofoto Canon ELPH 110S + SfM e ortofoto sequóia + SfM apresentaram resultantes e desvios padrão semelhantes. No entanto, em direções diferentes, embora, ambos tenham sido originados de imagens coletadas sob as mesmas condições de vôo, processadas pelo mesmo método, com os mesmos pontos de apoio, e ainda, checados por meio dos mesmos pontos de controle. Assim, pode-se atribuir que os erros sistemáticos foram influenciados pelas particularidades de cada sensor utilizado.

5 – AGRADECIMENTOS

À Fundação para o Incremento da Pesquisa e Aperfeiçoamento Industrial.

Ao Grupo de Trabalho do Laboratório de Visualização Avançada da Universidade do Vale dos Sinos.

5 – REFERÊNCIAS

- American Society Photogrammetry and Remote Sensing – ASPRS, 2015. Positional Accuracy Standards for Digital Geospatial Data. *Photogrammetric Engineering & Remote Sensing*, v. 81, Nº. 3, pp. A1–A26.
- Ariza López, F. J. e Atkinson Gordo, A. D, 2008. Analysis of Some Positional Accuracy Assessment Methodologies. *Journal of Surveying Engineering*, Vol. 134, Nº. 2. pp. 45–54.
- Atkinson Gordo, A. D. J, 2005. *Control de Calidad Posicional en Cartografía: Análisis de los principales estándares y propuesta de mejora*. Universidad de Jaén, Jaén – Espanha. 370 páginas.
- Coveney, S. e Roberts, K, 2017. Lightweight UAV digital elevation models and orthoimagery for environmental applications: data accuracy evaluation and potential for river flood risk modelling. *International Journal of Remote Sensing*, Vol. 38, Nº. 8–10, . pp. 3159–3180.
- Debevec, P. E. et al., 1996. Modeling and Rendering Architecture from Photographs: A hybrid geometry- and image-based approach. *SIGGRAPH conference proceedings*. 10 páginas.
- Fisher, N. I, 1993. *Statistical Analysis Of Circular Data*. UK: Cambridge University Press, 277 páginas.
- Fonstad, M. A. et al., 2013. Topographic Structure from Motion: A New Development in Photogrammetric Measurement. *Earth Surface Processes and Landforms*, Vol. 38, Nº. 4, pp. 421–430.
- García, J. L. L., 2002. *Fotogrametría moderna: analítica y digital*. Universidad Politécnica de Valencia, Espanha. 564 páginas.
- Harwin, S. e Lucier, A., 2012. Assessing the Accuracy of Georeferenced Point Clouds Produced via Multi-View Stereopsis from Unmanned Aerial Vehicle (UAV) Imagery. *Remote Sensing*, Vol. 4, Nº. 12, 30. pp. 1573–1599.
- Jammalamadaka, S. R. e Sen-Gupta, A., 2001. *Topics in Circular Statistics*. River Edge, N. J.: World Scientific. Vol. 5. 336 páginas.
- Jaud, M. et al., 2016. Assessing the Accuracy of High Resolution Digital Surface Models Computed by PhotoScan® and MicMac® in Sub-Optimal Survey Conditions. *Remote Sensing*, Vol. 8, Nº. 6, pp. 1-18.
- Jupp, P. E e Mardia, K. V., 1989. A Unified View of the Theory of Directional Statistics, 1975-1988. *International Statistical Review / Revue Internationale de Statistique*. Vol 57, Nº. 3. pp. 261-294.
- Otieno, B. S, 2002. *An alternative estimate of preferred direction for circular data*. Virginia Polytechnic Institute and State University, Blacksburg, Virginia, 219 páginas.

Remondino, F. et al., 2011. UAV photogrammetry for mapping and 3d modeling – current status and future perspectives. In Anais Photogrammetry, Remote Sensing and Spatial Information Sciences. Zurich, Suíça: ISPRS, pp. 25-31.

Santos, A. P., 2015. Controle de qualidade cartográfica: metodologias para avaliação da acurácia posicional em dados espaciais. Universidade Federal de Viçosa, Viçosa - MG, 172 páginas.

Snavely, N. et al. R. Modeling the World from Internet Photo Collections. International Journal of Computer Vision, Vol. 80, Nº. 2, nov. 2008. pp. 189–210.

Szeliski, R., 2010. Computer vision: algorithms and applications. Washington dc, EUA: Springer. Vol. 1. 979 páginas.

Vieira, H. B. G. e Genro, R. S., 2011. Inferência estatística para validação de documentos cartográficos obtidos com sensores remotos orbitais ou aerotransportados, em áreas de operação da Petrobras. Em Anais do Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto - SBSR. Curitiba – PR. pp. 2339-2346.