

A INFLUÊNCIA DO TAMANHO DA AMOSTRA DE REFERÊNCIA NA EXATIDÃO DE CLASSIFICAÇÃO DE IMAGENS DE SENSORIAMENTO REMOTO

The sample size influence in the accuracy of the image classification of the Remote Sensing

Thomaz Corrêa e Castro da Costa¹
Ricardo Seixas Brites²

¹**Embrapa Solos**

R. Jardim Botânico, 1.024 CEP 22460-000, Rio de Janeiro, RJ
thomaz@cnps.embrapa.br

²**Universidade Católica de Brasília-UCB**

SGAN 916 - Módulo B - Asa Norte - CEP 70790-160, Brasília - DF
rbrites@pos.ucb.br

RESUMO

Mapas de Uso/Cobertura da terra gerados pela interpretação de produtos de sensoriamento remoto contém incertezas. Estas incertezas são estimadas por índices de exatidão, utilizando-se amostras de referência. O dimensionamento da amostra de referência é estabelecido por uma aproximação da função binomial sem recorrer a amostragem piloto. Desta forma a exatidão não é estimada, mas fixada *a priori*. Para desvios entre a exatidão estimada e a exatidão *a priori* o erro de amostragem vai desviar do erro esperado. Desta forma, o dimensionamento com uso de amostra piloto, procedimento teoricamente correto mas de maior custo, se justifica apenas quando não se tem nenhuma aproximação da exatidão global para área de trabalho, referente ao produto de sensoriamento remoto a utilizar.

Palavras chaves: exatidão, amostra de referência, classificação de imagens, sensoriamento remoto, uso/cobertura da terra.

ABSTRACT

Landuse/landcover maps produced by classification of remote sensing images incorporate uncertainty. This uncertainty is measured by accuracy indices using reference samples. The size of the reference sample is defined by approximation by a binomial function without the use of a pilot sample. This way the accuracy are not estimated, but fixed *a priori*. In case of divergency between the estimated and *a priori* accuracy the error of the sampling will deviate from the expected error. The size using pilot sample (theorically correct procedure) justify when haven't estimate of accuracy for work area, referent the product remote sensing utility.

Key words: accuracy, reference sample, image classification, remote sensing, landuse/landcover.

1. INTRODUÇÃO

Erros em mapas de Uso/Cobertura da terra oriundos de classificação automática, semi-automática ou de interpretação visual de imagens de sensoriamento remoto conferem a estes produtos uma perda de confiabilidade por parte do usuário final, devido ao grau de incerteza para o objetivo no qual o produto foi gerado. Geralmente são obtidos índices menores que 90% de exatidão (índice Kappa) (SKIDMORE e TURNER, 1988; CONESE e MASELLI, 1993; MASELLI et al.,1994; 1995; BRITES et al. 1997;

CONGALTON, 1988; FITZPATRICK-LINS, 1981; STEHMAN, 1992). Muitos fatores contribuem para a incerteza, como o sombreamento provocado pelo relevo, que faz com que feições iguais tenham resposta espectral diferente, a unidade imageada no terreno (pixel), que no limite entre feições carrega informação de mistura, a superposição entre a reflectância de alvos diferentes para uma mesma faixa espectral, a baixa representatividade das amostras de treinamento e a própria capacidade do classificador em lidar com inconstâncias no processo.

A qualidade da classificação de imagens de

sensoriamento remoto é avaliada por meio de índices de exatidão (exatidão global e Kappa, dentre os mais comuns), que são calculados a partir de matrizes de erros que expressam a concordância entre a imagem classificada e a amostra de referência. Para construção desta amostra, devem-se considerar o seu tamanho, o desenho de amostragem apropriado (CONGALTON, 1988; FITZPATRICK-LINS, 1981; STEHMAN, 1992) e a distância entre unidades de amostra (MCBRATNEY e WEBSTER, 1983).

O tamanho da amostra de referência pode ser calculado pela fórmula de dimensionamento para distribuição binomial (MEYER, 1983), indicando que são necessários n pontos independentes para obter um intervalo de confiança com o erro de amostragem (E) preestabelecido, que incluirá o verdadeiro parâmetro "exatidão global" (P), com o nível de probabilidade determinado por Z , o ponto crítico.

Embora a solução analítica para o dimensionamento esteja correta, comete-se, na prática, um erro de aproximação. A estimativa usada para P não é obtida a partir de uma amostra de referência piloto, mas fixada como a exatidão *a priori* de um produto cartográfico de uma classificação de imagem de sensoriamento remoto "arbitrada". Tal fato implica que, ao obter uma exatidão estimada para o dimensionamento, distante da exatidão *a priori*, o erro de amostragem desejado (E) não será alcançado.

As Fig. 1 e 2 ilustram esse erro de aproximação. Na Fig. 1 é mostrado o comportamento de n em função de p estimado. Nota-se que para uma exatidão *a priori* de 0,90, com um erro de amostragem de 0,10, dimensiona-se a amostra para 35 pontos mas, ao obter uma estimativa de exatidão da imagem de 0,60 (Fig. 2), a amostra de 35 pontos estará subdimensionada, aumentando, conseqüentemente, o erro de amostragem para 0,16, e não para 0,10 como planejado.

O objetivo deste trabalho foi investigar o efeito da exatidão *a priori* para dimensionar amostras de referência na aferição da qualidade de mapas gerados por classificação de imagens de sensoriamento remoto.

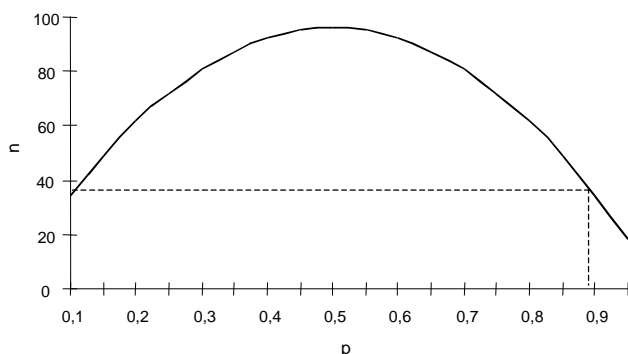


Fig. 1 - Tamanho da amostra (n) em função da exatidão estimada (p), para um intervalo de confiança com $E=0,10$ a 95% de probabilidade.

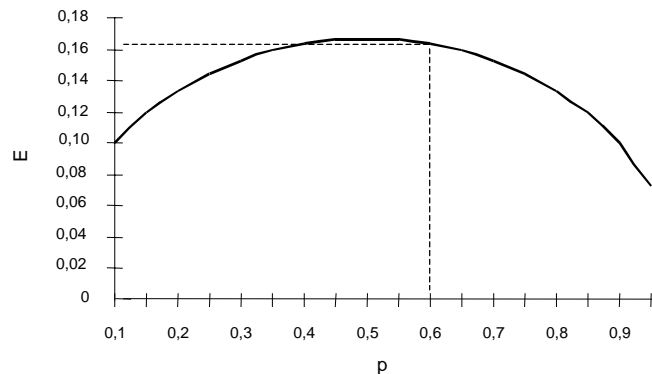


Fig. 2 - Erro de amostragem (E) em função da exatidão estimada (p) a 95% de probabilidade, para $n=35$.

1.2. Dimensionamento por meio da distribuição binomial

A pressuposição de distribuição binomial para a concordância entre pixels de referência e pixels classificados é explicada em RICHARDS (1986), conforme segue: Supõe-se uma variável aleatória $X=\{0,1,2,\dots, n\}$ para representar a quantidade de pixels corretamente classificados de uma amostra de referência de n pixels (provas), que assume valor 1, se o pixel é corretamente classificado (sucesso), e 0, para classificação incorreta (fracasso) (Fig. 3).

1	0	0	1
0	1	1	0
1	0	0	0
1	1	1	0

Fig. 3. Grade fictícia de provas para uma amostra sistemática de referência, considerando que cada pixel da imagem contém uma unidade de amostra de referência.

Sendo p a probabilidade de sucesso, ou exatidão, a probabilidade de X pixels serem corretamente classificados em uma amostra aleatória de n pixels é dada pela função binomial (1):

$$p(X=x) = C_x^n p^x (1-p)^{n-x} \quad (1)$$

em que:

X = variável aleatória (número de pixels corretamente classificados na imagem de sensoriamento remoto);
 x = valor atribuído a X , ou número de pixels corretamente classificados;

C_x^n = combinação de n pixels da amostra de referência x a x ; e

p = probabilidade de pixels corretamente classificados (exatidão).

O intervalo de confiança para o parâmetro P (exatidão real) da distribuição binomial é construído a partir da aproximação com a distribuição normal, considerando-se cada prova uma variável aleatória independente. A v.a. somatória destas provas tem distribuição aproximada $N(0,1)$. Este notável resultado é conhecido como Teorema do Limite Central (MEYER, 1983). Considerando n suficientemente grande (tamanho da amostra de referência), a variância de p é (2)

$$V(p) = \frac{pq}{n} \quad (2)$$

e o intervalo de confiança pode ser calculado aproximadamente como (3):

$$IC \cong p \pm Z \sqrt{\frac{pq}{n}}, \quad (3)$$

A fórmula de dimensionamento é obtida a partir do erro de amostragem, (E), isolando-se n , conforme dedução em (4):

$$E = Z \sqrt{\frac{pq}{n}} \therefore E^2 = Z^2 \frac{pq}{n} \therefore n = \frac{Z^2 pq}{E^2} \quad (4)$$

em que:

p = exatidão;

$q = 1-p$;

$Z \sim N(0, 1)$ = ponto crítico para um limite de confiança de inclusão para P , o parâmetro exatidão real; e

E = erro de amostragem.

2. MATERIAL E MÉTODOS

Utilizou-se uma subcena de 15 x 15 km (22.500 ha) do Quadrante Sul da imagem Landsat5-TM, Órbita 217 Ponto 74, de 10/10/94 (Fig. 4), bandas espectrais 3, 4 e 5. A área está situada na microrregião de Viçosa-MG. A correção geométrica da imagem foi feita a partir de 35 pontos de controle coletados em Ortofotocartas com resolução 1:10.000, ajustados por meio de uma função polinomial de 2º grau pelo método dos mínimos quadrados, com reamostragem pelo vizinho mais próximo, atingindo um RMS (raiz do erro médio quadrático) menor do que 15 metros (meio pixel).

A amostra de referência foi constituída por uma grade sistemática de 163 pontos, distantes de 28 pixels, alcance determinado por geoestatística, mais 146 pontos aleatoriamente lançados (total de 309 pontos independentes) (COSTA et al., 1998) (Fig. 5), que foi sistematicamente reduzida, resultando nos tamanhos de 309, 292, 282, 272, 262, ..., 12 pontos. Para cada amostra foram calculados o índice de exatidão global (p) (5) e sua variância, $V(p)$ (6),

$$p = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^K n_{ii}, \quad (5)$$

$$V(p) = \frac{pq}{n} \quad (6)$$



Fig. 4 - Localização da área de estudo.

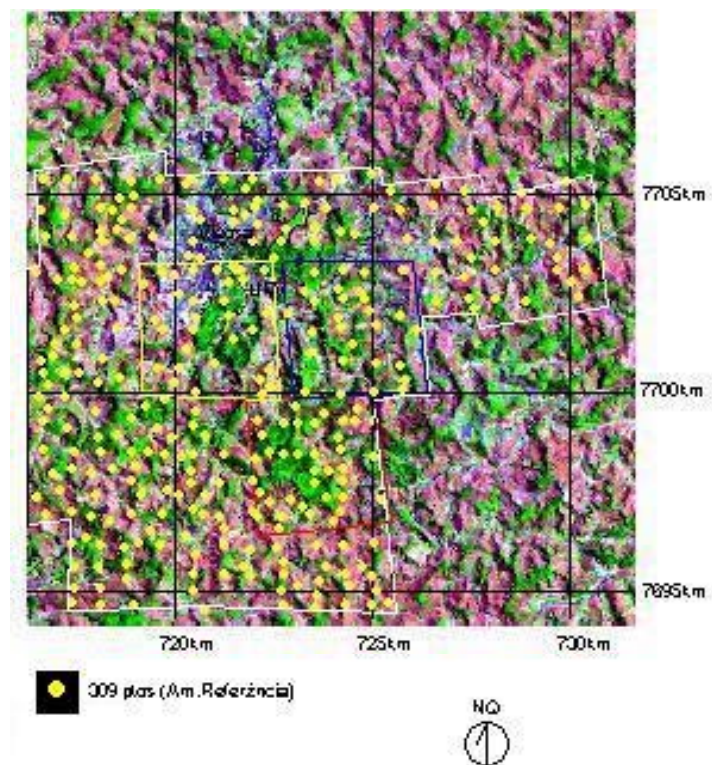


Fig. 5 - Composição colorida TM543 (RGB), limite da cobertura por fotos aéreas e os 309 pontos da amostra de referência.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na Tabela 1 é apresentado o procedimento piloto aplicado às amostras de 12 a 309 pontos (n), com

o dimensionamento da amostra de referência (n^*) para um erro de amostragem fixado em 0,10. A redução sistemática do tamanho da amostra de referência (309, 292, ..., 22, 12 pontos) permitiu verificar a estabilização do dimensionamento por meio do procedimento de convergência.

Exemplificando o procedimento de convergência, para uma amostra de referência piloto de 12 pontos, o erro de amostragem foi de 0,25. Para dimensioná-lo em 0,10, foram necessários 72 pontos,

como pode ser constatado pela amostra de 72 pontos, que após sua execução tornou a dimensionar n para 72 pontos. O segundo ensaio piloto, com amostra de 22 pontos, redimensionou o n para 59 pontos. Tomando a amostra mais próxima de 62 pontos, foram obtidos um E de 0,11 e um redimensionamento para 70 pontos. Tomando-se a amostra mais próxima, de 72 pontos, estabilizou-se o dimensionamento para 72 pontos.

TABELA 1 - EXATIDÃO GLOBAL ESTIMADA (p), SUA VARIÂNCIA, $V(p)$, TESTE Z PARA SUCESSIVOS PARES DE P : 22/12, 32/22, ..., 309/292, INTERVALO DE CONFIANÇA (IC), ERRO DE AMOSTRAGEM (E) E DIMENSIONAMENTO (n^*), PARA AS AMOSTRAS DE REFERÊNCIA (n).

Amostra de Referência (n)	p (estimada)	$V(p)$	IC	E	n^* (dimensionado)	
12	0.75	0.015625	0.51	1.00	0.25	72
22	0.81	0.006995	0.65	0.97	0.16	59
32	0.81	0.004809	0.67	0.95	0.14	59
42	0.79	0.00395	0.67	0.91	0.12	64
52	0.77	0.003406	0.66	0.88	0.11	68
62	0.76	0.002942	0.65	0.87	0.11	70
72	0.75	0.002604	0.65	0.85	0.10	72
82	0.77	0.00216	0.68	0.86	0.09	68
92	0.7	0.002283	0.61	0.79	0.09	81
102	0.78	0.001682	0.70	0.86	0.08	66
112	0.75	0.001674	0.67	0.83	0.08	72
122	0.75	0.001537	0.67	0.83	0.08	72
132	0.75	0.00142	0.68	0.82	0.07	72
142	0.76	0.001285	0.69	0.83	0.07	70
152	0.76	0.0012	0.69	0.83	0.07	70
162	0.76	0.001126	0.69	0.83	0.07	70
172	0.75	0.00109	0.69	0.81	0.06	72
182	0.76	0.001002	0.70	0.82	0.06	70
192	0.73	0.001027	0.67	0.79	0.06	76
202	0.73	0.000976	0.67	0.79	0.06	76
212	0.74	0.000908	0.68	0.80	0.06	74
222	0.73	0.000888	0.67	0.79	0.06	76
232	0.73	0.00085	0.67	0.79	0.06	76
242	0.73	0.000814	0.67	0.79	0.06	76
252	0.73	0.000782	0.68	0.78	0.05	76
262	0.73	0.000752	0.68	0.78	0.05	76
272	0.73	0.000725	0.68	0.78	0.05	76
282	0.74	0.000682	0.69	0.79	0.05	74
292	0.75	0.000642	0.70	0.80	0.05	72
309	0.76	0.00059	0.71	0.81	0.05	70
Média	0.75					71

Na Tabela 2 visualiza-se o dimensionamento para $E=0,10$, a 95% de probabilidade com exatidões *a priori* que variam de 0,50 a 0,95, comparado ao dimensionamento pela amostra piloto. Para exatidões sub-aproximadas ($p < 0,75$) o dimensionamento será superestimado e o erro de amostragem será de maior precisão que o esperado. O inverso ocorre para exatidões *a priori* acima da exatidão estimada.

Calculando o dimensionamento para uma exatidão pré-fixada, *a priori*, de 0,85, obtém-se uma amostra de $n=49$ gerando um erro de amostragem de

0,12 ($n=52$ - mais próxima). Se a exatidão pré-fixada for muito otimista, $p=0,95$, que dimensiona o n para 18 pontos, o erro será maior do que 0,16.

TABELA 2 - DIMENSIONAMENTO DE AMOSTRAS DE REFERÊNCIA COM EXATIDÕES A PRIORI DE 0,50 A 0,95, PARA E=0,10 A 95% DE PROBABILIDADE.

Exatidão	N	p (estimada)	E
p=0,50 (exatidão a priori)	96	0.70	0.09
p=0,55 (exatidão a priori)	95	0.70	0.09
p=0,60 (exatidão a priori)	92	0.70	0.09
p=0,65 (exatidão a priori)	87	0.77	0.09
p=0,70 (exatidão a priori)	81	0.77	0.09
p=0.75 (estimada pela amostragem piloto)	72	0.75	0.10
p=0,80 (exatidão a priori)	61	0.76	0.11
p=0,85 (exatidão a priori)	49	0.77	0.12
p=0,90 (exatidão a priori)	35	0.81	0.13
p=0,95 (exatidão a priori)	18	0.81	0.16

4. CONSIDERAÇÕES FINAIS E CONCLUSÕES

Ao optar pelo uso da exatidão *a priori* para cálculo do dimensionamento, por questões de praticidade e custo, em alternativa a amostragem piloto, o procedimento teoricamente correto, recomenda-se o uso de exatidões *a priori* não otimistas, da ordem de 0,70 a 0,80, que são os resultados comumente encontrados em interpretações de imagens de média resolução (Landsat, Spot, JERS, RadarSat, etc.). Reduz-se assim, o risco de superdimensionamentos, com o conseqüente aumento do custo da amostragem, ou erros de amostragem menos precisos que o esperado.

Subdimensionamentos da amostra de referência não provocam tendência na exatidão, reduzindo apenas sua precisão, sendo esta uma propriedade estatística da amostragem. A ausência de tendência é favorecida por uma boa distribuição dos pontos na imagem (aleatória ou sistemática), pelo fato das feições na imagem apresentarem geralmente um padrão de correlação espacial.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BRITES, R.S., SOARES, V.P., RIBEIRO, C.A.A.S.

Efeitos da estratégia de amostragem na exatidão reportada pelo índice Kappa na classificação de imagens orbitais. *Revista Árvore*, v.21, n.1, p. 155-162, 1997.

CONGALTON, R.G. A comparison of sampling schemes used in generating error matrices for assessing the accuracy of maps generated from remotely sensed data. *Photogrammetric Engineer and Remote Sensing*, Bethesda, v.54, n.5, p. 593-600, 1988.

CONESE, C., MASELLI, F. Selection of optimum bands from TM scenes through mutual information analysis. *ISPRS Journal of Photogrammetry and Remote Sensing*, v. 48 n.3, p. 2-11, 1993.

COSTA, T.C.C.; BRITES, R. S. Tamanho da amostra de referencia para verificação de exatidão em imagens orbitais. *Anais... IX SBSR*, Santos, São

Paulo, 11-18 setembro de 1998, INPE. (CD-ROM).

FITZPATRICK-LINS, K. Comparison of sampling procedures and data analysis for a land-use and land-cover map. *Photogrammetric Engineer and Remote Sensing*, Bethesda, v.47, n.3, p. 343-351, 1981.

MASELLI, F., CONESE, C., PETKOV, L. Use of probability entropy for the estimation and graphical representation of the accuracy of maximum likelihood classifications. *ISPRS Journal of Photogrammetry and Remote Sensing*, v.49, n.2, p. 13-20, 1994.

MASELLI, F., CONESE, C., FILIPPIS, T., ROMANI, M. Integration of ancillary data into a maximum-likelihood classifier with nonparametric priors. *ISPRS Journal of Photogrammetry and Remote Sensing*, v.50, n.2, p. 2-11. 1995.

McBRATNEY, A.B., WEBSTER, R. How many observations are needed for regional estimation of soil properties? *Soil Science*, v.135, n.3, p. 177-183, 1983.

MEYER, P.L. **Probabilidade: aplicações à estatística**, 2.ed. Rio de Janeiro: LTC-Livros Técnicos e Científicos, 1983. 426p.

RICHARDS, J.A. **Remote sensing digital image analysis: an introduction**. Berlin: Springer Verlag Berlin Heidelberg, 1986.281p.

SKIDMORE, A. K., TURNER, B. J. Forest mapping accuracies are improved using a supervised nonparametric classifier with SPOT data. *Photogrammetric Engineering and Remote Sensing*, v.54, n.10, p. 1415-1421. 1988.

STEHMAN, S. V. Comparison of systematic and random sampling for estimating the accuracy of maps generated from remotely sensed data. *Photogrammetric Engineer and Remote Sensing*, Bethesda, v.58, n.9, p. 1343-1350, 1992.

Recebido em 28 de maio de 2003 – Aceito em 30 de dezembro de 2004.