

Caracterização da variabilidade espacial do índice relativo de clorofila na cultura do trigo¹

Osmar Henrique de Castro Pias², Antônio Luis Santi²,
Maurício Roberto Cherubin³, Juliano Berghetti², Thiago Campos de Oliveira⁴

ABSTRACT

Characterization of spatial variability of the relative chlorophyll index in wheat crop

Site-specific nitrogen application, based on relative chlorophyll index from leaves, may provide many economic and environmental benefits, however, the knowledge on sampling methodologies is still incipient. Thus, this study aimed to evaluate the use of different sampling grids to characterize the spatial variability of relative chlorophyll index of leaves from wheat crop and elaborate thematic maps for site-specific nitrogen application. For determining the relative chlorophyll index, a CFL 1030 chlorophyll meter was used on a regular sampling grid of 10 m x 10 m with 472 sampling points. Based on the initial sampling grid, by using the point elimination method, the simulation was performed in the following sampling grids: 10 m x 20 m; 20 m x 20 m; 20 m x 30 m; 30 m x 30 m; 30 m x 40 m; and 40 m x 40 m. The increase of the sampling grid reduced the diagnostic accuracy of relative chlorophyll index in wheat leaves. As the sampling grid increased, the maps became more general and information on the spatial variability of the relative chlorophyll index were lost. Sampling grids smaller or equal to 20 m x 20 m were effective to detect the spatial variability of the relative chlorophyll index in wheat leaves and enable the elaboration of thematic maps for site-specific nitrogen application.

KEY-WORDS: *Triticum aestivum* L.; precision agriculture; geostatistics.

RESUMO

A aplicação localizada de nitrogênio, baseada no índice relativo de clorofila das folhas, pode proporcionar inúmeros benefícios econômicos e ambientais, no entanto, o conhecimento sobre a metodologia de amostragem ainda é incipiente. Nesse sentido, este estudo objetivou avaliar o uso de diferentes malhas amostrais na caracterização da variabilidade espacial do índice relativo de clorofila das folhas da cultura do trigo e na confecção de mapas temáticos para a aplicação localizada de nitrogênio. Para determinação do índice relativo de clorofila, utilizou-se clorofilômetro CFL 1030, em uma malha amostral regular de 10 m x 10 m, com 472 pontos amostrais. A partir da malha amostral inicial, pela técnica de eliminação de pontos, realizou-se a simulação da utilização das seguintes malhas: 10 m x 20 m; 20 m x 20 m; 20 m x 30 m; 30 m x 30 m; 30 m x 40 m; e 40 m x 40 m. O aumento da malha amostral promoveu redução na acurácia do diagnóstico do índice relativo de clorofila, nas folhas de trigo. À medida que se aumentou a malha amostral, os mapas tornaram-se mais generalistas e informações da variabilidade espacial do índice relativo de clorofila foram perdidas. Malhas amostrais menores ou iguais a 20 m x 20 m mostraram-se eficazes para a detecção da variabilidade espacial do índice relativo de clorofila em folhas de trigo e para a confecção de mapas temáticos de aplicação localizada de nitrogênio.

PALAVRAS-CHAVE: *Triticum aestivum* L.; agricultura de precisão; geoestatística.

INTRODUÇÃO

O manejo de adubações com nitrogênio (N), na cultura do trigo (*Triticum aestivum* L.), merece destaque, devido ao fato de ser ele o elemento químico absorvido em maior quantidade (Arf et al. 2011) e por caracterizar-se como um dos fatores mais limitantes à produtividade da cultura (Meneghin et al. 2008).

A eficiência média, a nível mundial, do uso de fertilizantes nitrogenados é bastante reduzida (Barbosa Filho et al. 2008), algo em torno de 30-35% (Raun & Johnson 1999), devido, principalmente, às perdas de N por volatilização e lixiviação (Cantarella et al. 2008). Assim, o uso inadequado de fertilizantes nitrogenados, além de reduzir a lucratividade agrícola, pode promover problemas ambientais e à saúde

1. Trabalho recebido em abr./2014 e aceito para publicação em dez./2014 (nº registro: PAT 29427).

2. Universidade Federal de Santa Maria (UFSM), Departamento de Ciências Agronômicas e Ambientais, Frederico Westphalen, RS, Brasil. E-mails: henriquepias@yahoo.com.br, santi_pratica@yahoo.com.br, julianoberghetti@yahoo.com.br.

3. Universidade de São Paulo (USP), Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" (ESALQ), Departamento de Ciência do Solo, Piracicaba, SP, Brasil. E-mail: mauricio_eafs@yahoo.com.br.

4. Universidade de Brasília (UnB), Faculdade de Agronomia e Medicina Veterinária, Departamento de Agronomia, Brasília, DF, Brasil. E-mail: thiago_c_o@hotmail.com.

humana, pela contaminação de águas subterrâneas (Andraski et al. 2000, Resende 2002) e emissão de gases de efeito estufa (especialmente N_2O) à atmosfera (Signor & Cerri 2013).

As recomendações de adubações nitrogenadas no Sul do Brasil, para a cultura do trigo, são, normalmente, definidas com base nos seguintes critérios: teor de matéria orgânica do solo, cultura antecessora ao plantio e expectativa da produtividade de grãos (CQFS RS/SC 2004). Dessa forma, observa-se que os manejos das adubações são pré-definidos, não levando-se em consideração a variabilidade espacial dos atributos do solo e do estado nutricional das plantas. Em virtude disso, as aplicações convencionais de N são sempre acompanhadas de uma percentagem de erro, podendo, portanto, essa metodologia de recomendação ser ineficiente em proporcionar um ambiente favorável ao desenvolvimento das plantas (Bragagnolo et al. 2013b).

Nesse sentido, tem-se aplicado ferramentas da agricultura de precisão (AP), para auxiliar no manejo das adubações nitrogenadas, por meio do mapeamento do solo e das condições nutricionais das plantas, com a utilização de sensores, podendo a aplicação de N ser realizada em taxa variável ou em zonas de manejo.

Vários estudos utilizando a aplicação localizada de N obtiveram resultados satisfatórios, elevando a eficiência das adubações (Li et al. 2009, Braganolo et al. 2013a) e reduzindo o impacto ao meio ambiente (Gregoret et al. 2006).

Observa-se, na literatura, que as pesquisas avançam, em relação ao uso de sensores remotos para a aplicação de N (Povh et al. 2008, Braganolo et al. 2013a e 2013b), porém, esses equipamentos ainda são inacessíveis aos produtores, devido ao seu alto custo de aquisição e ao pouco conhecimento da sua aplicabilidade (Bragagnolo et al. 2013b). Dessa forma, trabalhos para adequar metodologias de uso de sensores não embarcados (portáteis), como os clorofilômetros, visando à sua aplicação, principalmente em pequenas propriedades, ainda são necessários.

Quando se objetiva realizar a aplicação de N de forma localizada, utilizando-se os valores obtidos com clorofilômetro como indicativo da necessidade de aplicação de N, um dos passos iniciais é a amostragem e confecção de mapas temáticos da variabilidade do índice relativo de clorofila (IRC) da cultura. No entanto, não é definida, na literatura, uma metodologia de como se realizar o levantamento do

estado nutricional das plantas, em uma área amostral, utilizando-se esse equipamento. Nessa etapa, uma das principais dúvidas dos produtores, prestadores de serviço e pesquisadores é com relação à malha amostral que deve ser utilizada para representar a área amostral (Souza et al. 2014).

A malha amostral empregada nos levantamentos de dados utilizando-se a AP pode ser do tipo regular ou irregular, sendo a malha regular a mais utilizada, pois não necessita de informações prévias da área, as quais elevam os custos (Souza et al. 2014).

A malha amostral regular é um método de prospecção das amostras, em que os pontos de coleta de informações são dispostos sistematicamente sobre a área de interesse. A definição do tamanho da malha amostral é dependente da variabilidade espacial da variável em estudo, sendo que, quanto maior for essa variabilidade, mais amostras devem ser coletadas (malhas amostrais menores) para melhor representar a distribuição espacial da variável investigada na área (Vieira 2000, Kerry et al. 2010, Webster & Lark 2012, Cherubin et al. 2014a e 2014b, Souza et al. 2014). Contudo, a utilização de malhas com muitos pontos de coleta (malhas menores) resulta na elevação dos custos de amostragem, tornando-se um dos principais fatores limitantes ao uso da AP no manejo das culturas.

Estudos da eficiência de diferentes dimensões de malhas amostrais, para a caracterização da variabilidade espacial de atributos químicos (Nanni et al. 2011, Souza et al. 2014, Cherubin et al. 2014a e 2014b) e físicos (Debiasi et al. 2012, Cherubin et al. 2011) do solo, têm sido reportados na literatura, entretanto, estudos envolvendo o estado nutricional das plantas têm recebido pouca ênfase, justificando investigações científicas dessa natureza.

Diante disso, este estudo objetivou avaliar o uso de diferentes malhas amostrais, na caracterização da variabilidade espacial do IRC das folhas da cultura do trigo e na confecção de mapas temáticos para a aplicação localizada de N.

MATERIAL E MÉTODOS

O estudo foi realizado em área amostral conduzida sob sistema plantio direto há 15 anos, sendo os últimos cultivos realizados com aveia e soja (2008); trigo e soja (2009); nabo e milho (2010); e aveia e soja (2011), respectivamente nos períodos de inverno e verão. A área amostral está localizada no muni-

cípio de Palmeira das Missões (RS) (28°72'62"S, 69°14'34"W e altitude média de 600 m). O relevo é suavemente ondulado, sendo o clima da região, segundo a classificação de Köppen, do tipo Cfa, ou seja, temperado chuvoso, com precipitação média anual elevada (1.800-2.100 mm), distribuída regularmente ao longo do ano, e subtropical, do ponto de vista térmico.

A área experimental de 4,7 ha foi semeada em junho de 2012, com trigo cultivar Quartzo (ciclo médio de 128 dias), no espaçamento de 0,17 m entre as linhas e densidade de 330 sementes m⁻². O manejo das adubações baseou-se nos resultados da análise de solo e recomendações da Comissão de Química e Fertilidade do Solo (CQFC RS/SC 2004), aplicando-se 250 kg ha⁻¹ do fertilizante mineral 15-20-30 (NPK) na linha de semeadura e 150 kg ha⁻¹ de ureia (45% N) em cobertura, quando a cultura atingiu o estágio 1, apresentando de 3 a 5 folhas (Large 1954). Os demais tratamentos culturais foram realizados seguindo-se as informações técnicas para a cultura (Embrapa 2011).

Para a realização do presente trabalho, inicialmente, a área amostral foi vetorizada a partir da demarcação do seu perímetro, com o auxílio de aparelho GPS de navegação portátil (marca Garmin®, modelo Legend). Na sequência, foi sobreposta uma malha amostral quadrangular regular de 10 m x 10 m, totalizando 472 pontos amostrais. Posteriormente, a partir da técnica de eliminação de pontos da malha amostral inicial, simulou-se a utilização de malhas de 10 m x 20 m; 20 m x 20 m; 20 m x 30 m; 30 m x

30 m; 30 m x 40 m; e 40 m x 40 m, resultando em 235, 117, 78, 52, 37 e 28 pontos amostrais, respectivamente (Figura 1).

A determinação do IRC das folhas foi realizada por meio de clorofilômetro portátil (ClorofiLOG®, Falker, Porto Alegre, modelo CFL 1030), que fornece resultados em unidades adimensionais chamados valores de IRC e trabalha com leituras em dois comprimentos de onda, utilizando emissores em três comprimentos de onda: dois emitem dentro da banda do vermelho, próximos aos picos de cada tipo de clorofila ($\lambda = 635$ nm e 660 nm), e outro no infravermelho próximo ($\lambda = 880$ nm). Um sensor inferior recebe a radiação transmitida através da folha. A partir desse dado, o aparelho fornece valores de leitura proporcionais às absorvências das clorofilas *a*, *b* e total (*a* + *b*).

Mensurou-se o IRC na folha superior totalmente expandida de cinco plantas por ponto georreferenciado, executando-se três leituras por folha (15 leituras ponto⁻¹). A avaliação foi realizada quando a cultura atingiu o estágio fenológico 6 (início do alongamento) (Large 1954), quando, normalmente, ocorre a segunda aplicação de N à cultura do trigo (Embrapa 2011).

Os dados de IRC obtidos a partir da utilização das diferentes malhas amostrais foram submetidos à análise estatística exploratória, obtendo-se as medidas de posição (mínimo, médio e máximo) e dispersão (coeficiente de variação - CV, precisão - CP, assimetria e curtose). Os valores de CV foram classi-

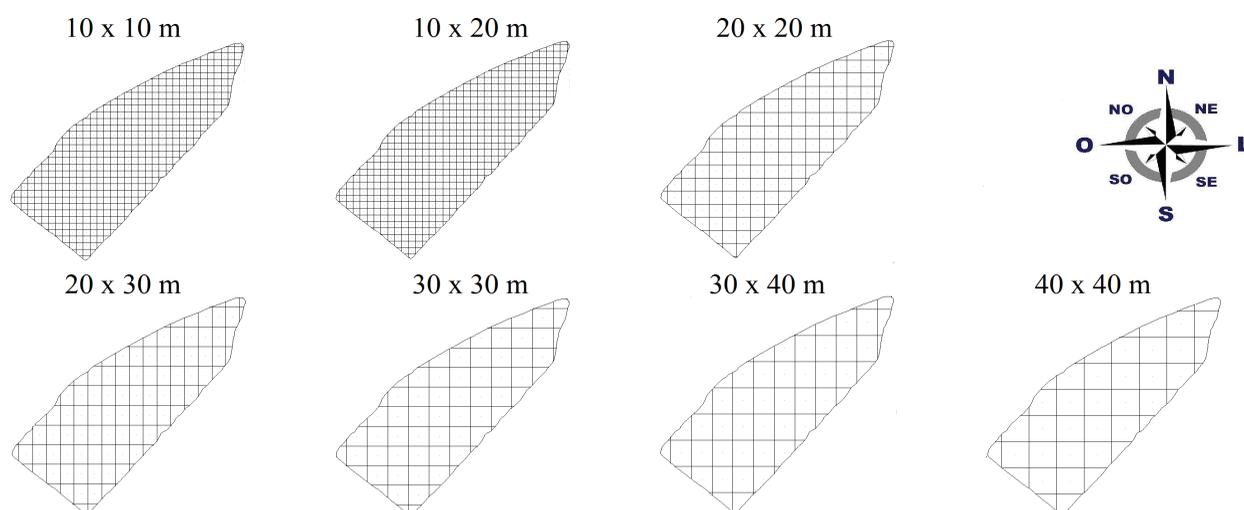


Figura 1. Malhas amostrais utilizadas no mapeamento do índice relativo de clorofila em folhas de trigo (Palmeira das Missões, RS, 2012).

ficados, segundo Pimentel-Gomes & Garcia (2002), como sendo de baixa ($CV < 10\%$), moderada ($10\% < CV < 20\%$), alta ($20\% < CV < 30\%$) e muito alta ($CV > 30\%$) variabilidade. A hipótese de normalidade foi testada pelo teste W, a 5% (Shapiro & Wilk 1965).

As análises geoestatísticas foram realizadas de acordo com Vieira (2000), a partir da confecção de semivariogramas experimentais, aceitando-se, como verdadeira, a hipótese intrínseca de estacionalidade da variável regionalizada. Para tal, utilizou-se o programa GS+ (Gamma Design Software, LLC, Plainwell, EUA), ajustando-se semivariogramas para os diferentes componentes do IRC das folhas de trigo e malhas amostrais estudadas. Os modelos teóricos testados foram o esférico, exponencial e gaussiano, procedendo-se à escolha entre os modelos baseada no maior coeficiente de determinação (r^2) e menor soma de quadrados de resíduos (SQR), avaliados pela técnica da validação cruzada, obtendo-se, a partir dos modelos melhor ajustados, os parâmetros geoestatísticos, alcance (a), efeito pepita (C_0), contribuição (C1) e patamar (C). A dependência espacial dos dados foi quantificada a partir da fórmula $C_0 / (C_0 + C1) * 100$ e classificada, segundo Cambardella et al. (1994), como forte ($GD \leq 25\%$), moderado ($25\% < GD < 75\%$) e fraco ($GD \geq 75\%$).

Para espacialização dos resultados, confeccionaram-se mapas temáticos do IRC obtido nas folhas da cultura do trigo, com o auxílio do programa CR-Campeiro 7 (Giotto & Robaina 2007), utilizando-se, como interpolador estocástico, a krigagem ordinária, para os dados com estrutura espacial definida (Vieira 2000), e interpolador determinístico inverso ao quadrado da distância, para os dados que não obtiveram ajuste satisfatório a nem um dos modelos teóricos testados (efeito pepita puro).

Para avaliar a influência do uso das diferentes malhas amostrais na acurácia dos mapas temáticos, os dados foram submetidos à matriz de correlação linear simples de Pearson ($p < 0,05$). Para a utilização desse método, igualou-se o conjunto de dados (n) para todos os mapas gerados a partir das diferentes malhas estudadas à malha mais densa (10 m x 10 m), com 471 pontos amostrais, que foi utilizada como referência. As análises estatísticas descritivas e de correlação foram realizadas utilizando-se o programa Statistical Analysis System - SAS 9.3 (SAS Inc., Cary, EUA).

Para a confecção dos mapas de recomendação de aplicação de N, a partir dos teores médios do IRC, conduziu-se uma parcela com a cultura do trigo com

aplicação de N acima da recomendada (aplicação de luxo de N), para servir como referência ao restante da área amostral (Argenta et al. 2001). Utilizou-se uma parcela no centro da área amostral com 10 m x 10 m, onde aplicou-se, na semeadura, 250 kg ha⁻¹ de fertilizante da formulação 15-20-30 (NPK) e 100 kg ha⁻¹ de ureia, e 200 kg ha⁻¹ de ureia em cobertura, quando a cultura se encontrava no estágio fenológico 1. Os valores de IRC das folhas de trigo, na parcela referência, foram avaliados no mesmo dia que o restante da área amostral, por meio da leitura do IRC em três folhas de 60 plantas escolhidas aleatoriamente.

Para a confecção dos mapas temáticos de recomendação da aplicação de N à cultura do trigo, utilizaram-se os valores de IRC total das folhas obtidos na parcela referência para calcular um índice suficiência de N (ISN) de 90%, que foi utilizado como valor crítico para o restante da área amostral (Argenta et al. 2001). Os resultados foram interpretados com base na classificação de Hughes (1999), que destaca que, independentemente do método de amostragem, os resultados são imperfeitos e demonstram graus de acertos e erros, sendo classificados como: verdadeiro positivo (VP) - aplicar N quando necessário ($ICF \leq$ valor crítico); verdadeiro negativo (VN) - não aplicar N quando não necessário ($ICF >$ valor crítico); falso positivo (FP) - aplicar N quando não necessário ($ICF >$ valor crítico); e falso negativo (FN) - não aplicar N quando necessário ($ICF <$ valor crítico).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados da análise estatística descritiva dos dados do IRC das folhas de trigo são apresentados na Tabela 1. A partir dos valores de CV, pôde-se observar que os valores de IRC *b* apresentaram variabilidade mais elevada em seus dados do que o IRC *a* e, conseqüentemente, que o IRC total, sendo que seus valores foram classificados como de mediana variabilidade ($10\% < CV < 20\%$), enquanto os de IRC *a* e total apresentaram baixa variabilidade ($CV < 10\%$).

Avaliando-se o comportamento do CV, nas diferentes intensidades amostrais, observou-se que, de maneira geral, o aumento da malha amostral promoveu redução na variabilidade dos dados (menores CV), ou seja, redução no detalhamento da área estudada. Esse resultado não foi observado em outros trabalhos estudando malhas amostrais para variáveis químicas do solo, sendo que as malhas não apresentaram tendência clara em influenciar os valores de

Tabela 1. Análise estatística descritiva da distribuição espacial do índice relativo de clorofila (IRC) *a*, *b* e total, em folhas de trigo cv. Quartzo, sob diferentes malhas amostrais (Palmeira das Missões, RS, 2012).

Variável	Parâmetro estatístico	Malha amostral (m)						
		10 x 10	10 x 20	20 x 20	20 x 30	30 x 30	30 x 40	40 x 40
IRC <i>a</i>	Nº de pontos amostrais	471,00	235,00	117,00	78,00	52,00	37,00	28,00
	Mínimo	23,60	26,10	26,70	26,00	29,00	28,70	28,60
	Médio	31,73	31,00	31,63	31,87	32,37	31,51	31,39
	Máximo	38,40	36,30	36,30	36,90	36,10	35,40	34,50
	CV (%)	7,11	6,69	6,43	6,90	6,17	4,97	4,93
	CP (%)	0,33	0,43	0,59	0,78	0,86	0,82	0,93
	Assimetria	-0,27	-0,14	0,09	-0,22	-0,12	0,55	0,11
	Curtose	0,36	-0,30	-0,39	-0,22	-1,10	0,16	-0,47
	Teste (W)	0,99	0,99	0,99	0,98	0,95*	0,97	0,97
IRC <i>b</i>	Nº de pontos amostrais	471,00	235,00	117,00	78,00	52,00	37,00	28,00
	Mínimo	4,90	6,10	6,10	6,60	7,00	7,80	7,80
	Médio	9,96	10,09	14,50	13,70	13,70	12,80	12,80
	Máximo	14,80	14,50	13,70	13,70	13,70	12,80	12,80
	CV (%)	15,17	14,28	14,51	14,55	13,94	12,05	11,46
	CP (%)	0,70	0,93	1,34	1,65	1,93	1,98	2,17
	Assimetria	-0,05	0,09	0,19	0,05	0,15	0,32	1,01
	Curtose	0,33	0,12	0,00	0,29	-0,19	-0,62	0,98
	Teste (W)	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,97	0,92*
IRC total	Nº de pontos amostrais	471,00	235,00	117,00	78,00	52,00	37,00	28,00
	Mínimo	28,50	32,70	32,90	32,90	36,50	37,40	37,00
	Médio	41,70	41,84	41,63	41,93	42,63	41,54	41,10
	Máximo	51,60	49,40	48,90	49,30	49,10	47,20	44,70
	CV (%)	8,21	7,61	7,44	7,84	7,15	5,68	4,92
	CP (%)	0,38	0,50	0,69	0,89	0,99	0,93	0,93
	Assimetria	-0,35	-0,20	0,04	-0,30	-0,01	0,40	-0,01
	Curtose	0,66	0,00	-0,05	0,49	-0,66	0,06	-0,74
	Teste (W)	0,99	0,99	0,99	0,98	0,97	0,97	0,98

DP = desvio padrão; CV = coeficiente de variação; CP = coeficiente de precisão; W = teste de Shapiro-Wilk para distribuição normal; * significativo ($p \leq 0,05$) e, quando significativo, indica que a hipótese para distribuição normal foi rejeitada.

CV (Cherubin 2013, Cherubin et al. 2014a, Souza et al. 2014). A partir dos valores de CP, observou-se que, com o aumento da malha amostral, os valores se elevaram, comprovando a perda de detalhamento da variável em estudo e o aumento das incertezas.

Os valores médios de IRC total das folhas, quando simulou-se o uso de diferentes malhas amostrais, apresentaram $CV < 2\%$ (Tabela 1), podendo-se inferir que, se o propósito do estudo fosse diagnosticar os valores de IRC total para realizar uma aplicação de fertilizante nitrogenado em taxa fixa, a maior malha amostral (40 m x 40 m) poderia ser utilizada, sem ocorrerem perdas significativas de acurácia nos resultados. No entanto, objetivando-se um diagnóstico georreferenciado das plantas, visando à aplicação localizada de N, ocorreram diferenças nos valores entre as malhas amostrais estudadas, pois nota-se que essas influenciaram na amplitude dos valores (mínimos e máximos) das variáveis, em que, quanto

menor a malha amostral, maior a sensibilidade às variações de IRC existentes na área (maior amplitude). Resultados semelhantes foram reportados por Cherubin (2013) e Souza et al. (2014), para dados de atributos químicos do solo.

A partir do teste W, e amparado nos coeficientes de assimetria e curtose, pôde-se observar que todos os dados, com exceção dos índices relativos de clorofila *a* e *b*, nas malhas amostrais de 30 m x 30 m e 40 x 40 m, respectivamente, apresentaram distribuições normais, o que tende a resultar em parâmetros geoestatísticos de maior confiabilidade.

Os resultados da análise geoestatística, para as variáveis IRC *a*, *b* e total, nas diferentes malhas amostrais, demonstraram que, para todos os conjuntos de dados que apresentaram estrutura espacial definida, o modelo exponencial foi o que melhor se adequou (Tabela 2). Os conjuntos de dados apresentaram estrutura espacial estruturada até a malha de

20 m x 30 m, com exceção dos dados de clorofila *a*, que apresentaram efeito pepita puro (EPP), para essa última malha. A partir da malha amostral de 20 m x 30 m, todas as variáveis apresentaram EPP.

Segundo Vieira (2000), a obtenção de EPP ocorre, principalmente, devido a três fatores: i) utilização de uma malha amostral muito elevada, que impossibilita a detecção da variabilidade espacial; ii) número de pontos coletados insuficientes para a estruturação do semivariograma; iii) erros de amostragem. Cherubin et al. (2014a) observaram que, com o aumento da dimensão da malha amostral, há tendência de aumento na ocorrência de distribuições aleatórias.

Independentemente da variável do IRC, o aumento nas dimensões das malhas amostrais resultou em aumento nos valores do efeito pepita dos modelos, que é caracterizado como sendo a parte dos dados que o modelo não explica, ou que pode advir de erros amostrais (*outliers*) (Vieira 2000). Avaliando-se os valores de alcance, que são indicadores da amplitude da variabilidade espacial da área, observou-se elevação nos valores à medida que a malha amostral aumentou (Tabela 2), ou seja, a utilização de maiores dimensões de malhas amostrais resultou em interpretações errôneas de que a variabilidade espacial

da área é menor do que a realmente existente, que foi detectada pela malha referência (10 m x 10 m). Em todos os conjuntos de dados em que foi possível ajustar um modelo teórico, o grau de dependência espacial foi moderado (Cambardella et al. 1994).

Houve correlações significativas entre as variáveis IRC, nas diferentes malhas amostrais, e a malha referência (Tabela 3), apresentando significância os valores de correlação obtidos até a malha de 40 m x 40 m, para o IRC *a*, e até 30 m x 40 m, para o IRC *b* e total. No entanto, os maiores coeficientes de correlação foram observados até a malha de 20 m x 20 m (117 pontos) ($r^2 > 25\%$).

Souza et al. (2014) também obtiveram os maiores valores de correlação para as variáveis avaliadas utilizando diferentes intensidade amostrais, até a utilização de, no mínimo, 100 pontos amostrais. Os baixos valores de coeficientes de correlação observados neste estudo podem estar relacionados ao grande conjunto de dados ($n = 471$ pontos) e/ou atrelados à baixa variação do conjunto de dados, conforme observado nos valores de CV, na malha referência, que reduz as correlações. Bragagnolo et al. (2013a) comentam que, quando uma variável apresenta baixa variabilidade, as correlações com outras variáveis

Tabela 2. Parâmetros geoestatísticos da distribuição espacial do índice relativo de clorofila (IRC) da cultura do trigo avaliados em diferentes malhas amostrais (Palmeira das Missões, RS, 2012).

Variáveis	Parâmetros geoestatísticos	Malha amostral (m)						
		10 x 10	10 x 20	20 x 20	20 x 30	30 x 30	30 x 40	40 x 40
IRC <i>a</i>	Nº de pontos amostrais	471	235	117	78	52	37	28
	Modelo ajustado	Exponencial	Exponencial	Exponencial	EPP ⁽²⁾	EPP	EPP	EPP
	Efeito pepita (Co)	1,60	1,54	3,13	-	-	-	-
	Alcance <i>a</i> (m)	30,90	68,10	899,40	-	-	-	-
	Contribuição (C1)	3,59	3,19	3,13	-	-	-	-
	Patamar (Co + C1)	5,19	4,73	6,26	-	-	-	-
	GDE ⁽¹⁾ (%)	31,00	33,00	50,00	-	-	-	-
IRC <i>b</i>	Nº de pontos amostrais	471,00	235,00	117,00	78,00	52,00	37,00	28,00
	Modelo ajustado	Exponencial	Exponencial	Exponencial	Exponencial	EPP	EPP	EPP
	Efeito pepita (Co)	0,70	0,57	0,69	1,59	-	-	-
	Alcance <i>a</i> (m)	28,80	39,00	57,00	1.376,10	-	-	-
	Contribuição (C1)	1,61	1,54	1,49	2,16	-	-	-
	Patamar (Co + C1)	2,32	2,13	2,19	3,76	-	-	-
	GDE (%)	30,00	27,00	32,00	42,00	-	-	-
IRC total	Nº de pontos amostrais	471,00	235,00	117,00	78,00	52,00	37,00	28,00
	Modelo ajustado	Exponencial	Exponencial	Exponencial	Exponencial	EPP	EPP	EPP
	Efeito pepita (Co)	3,54	5,51	7,29	8,50	-	-	-
	Alcance <i>a</i> (m)	30,60	131,40	929,40	1.750,20	-	-	-
	Contribuição (C1)	8,41	5,52	7,50	11,85	-	-	-
	Patamar (Co + C1)	11,99	11,03	14,79	20,35	-	-	-
	GDE (%)	30,00	50,00	49,00	42,00	-	-	-

⁽¹⁾ GDE = grau de dependência espacial; ⁽²⁾ EPP = efeito pepita puro.

Tabela 3. Coeficientes de correlação linear simples de Pearson (r) entre os valores obtidos dos mapas do índice relativo de clorofila (IRC) a , b e total da cultura do trigo, confeccionados a partir de diferentes simulações das malhas amostrais com a malha amostral referência (10 m x 10 m) (Palmeira das Missões, RS, 2012).

Variáveis	Malha amostral (m)					
	10 x 20	20 x 20	20 x 30	30 x 30	30 x 40	40 x 40
IRC a	0,37*	0,28*	0,16*	0,11*	0,21*	0,17*
IRC b	0,32*	0,25*	0,17*	0,15*	0,16*	0,07
IRC total	0,35*	0,27*	0,15*	0,13*	0,23*	0,17

* Correlação linear de Pearson significativa ($p < 0,05$, $n = 472$).

tendem a apresentar baixos valores, sendo que, nesses casos, a eficiência da utilização das ferramentas de agricultura de precisão é reduzida.

A partir da espacialização dos resultados do IRC foliar da cultura do trigo, simulando a utilização de diferentes malhas amostrais (Figura 2), pôde-se observar que o aumento da malha amostral induziu à perda gradativa das informações da variabilidade espacial dos mapas, corroborando os resultados obtidos por Debiasi et al. (2012), Cherubin et al. (2011, 2014a e 2014b) e Souza et al. (2014). Dessa forma, observa-se que os mapas obtidos com as maiores malhas amostrais apresentaram, em sua maior parte, valores medianos, resultando em redução no detalhamento da área e, conseqüentemente, reduzindo a eficiência de uma aplicação localizada de fertilizante (Bragagnolo et al. 2013a).

Na parcela conduzida sob a aplicação de luxo de N, obteve-se média de IRC total de 46,11. Utilizando-se, portanto, o ISC de 90%, para a realização da aplicação de N, o valor de corte (valor crítico) foi de 41,5. A simulação de uma recomendação de aplicação de N de forma localizada, baseada nos resultados da malha de 10 m x 10 m (Figura 2), demonstrou que apenas 47,79% da área necessitavam da aplicação de fertilizante nitrogenado (IRC < 41,5), sendo que o restante da área apresentava valores de ISC superiores ao valor crítico (IRC > 41,5). Esse resultado demonstra que o monitoramento de IRC nas folhas e, conseqüentemente, a aplicação de N localizada são fundamentais para a otimização do uso de fertilizantes nitrogenados.

Avaliando-se as recomendações das demais malhas amostrais simuladas, observou-se que a uti-

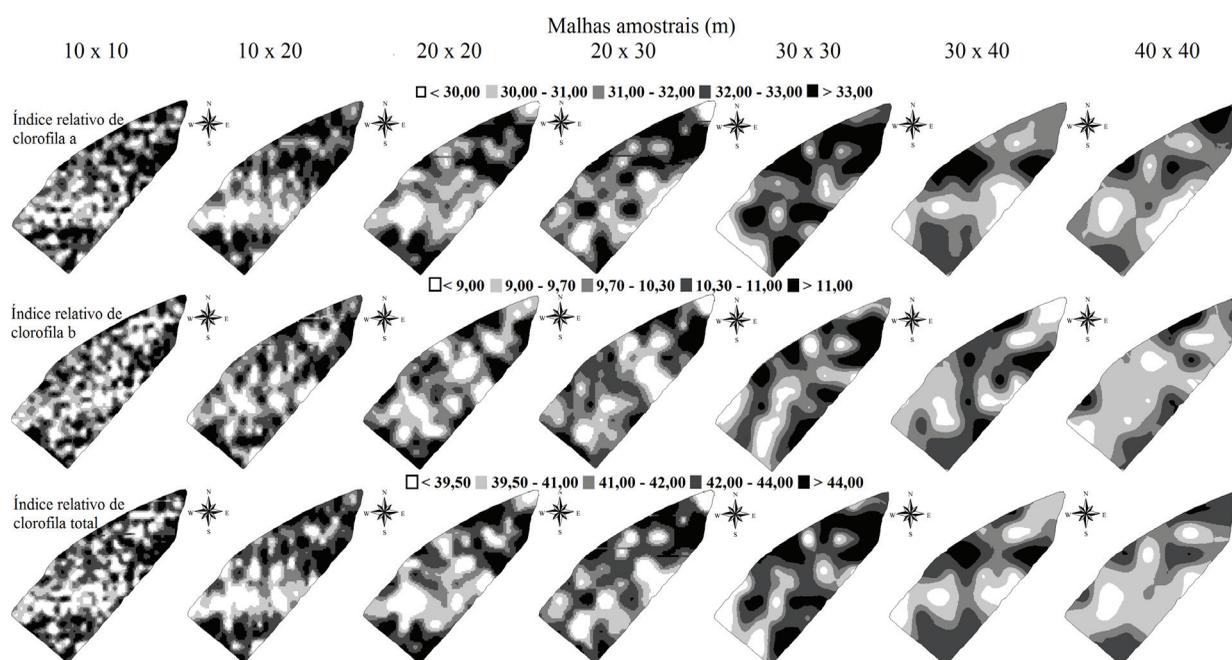


Figura 2. Mapas temáticos de distribuição espacial do índice relativo de clorofila (IRC) a , b e total, em folhas de trigo, avaliados em diferentes malhas amostrais (Palmeira das Missões, RS, 2012).

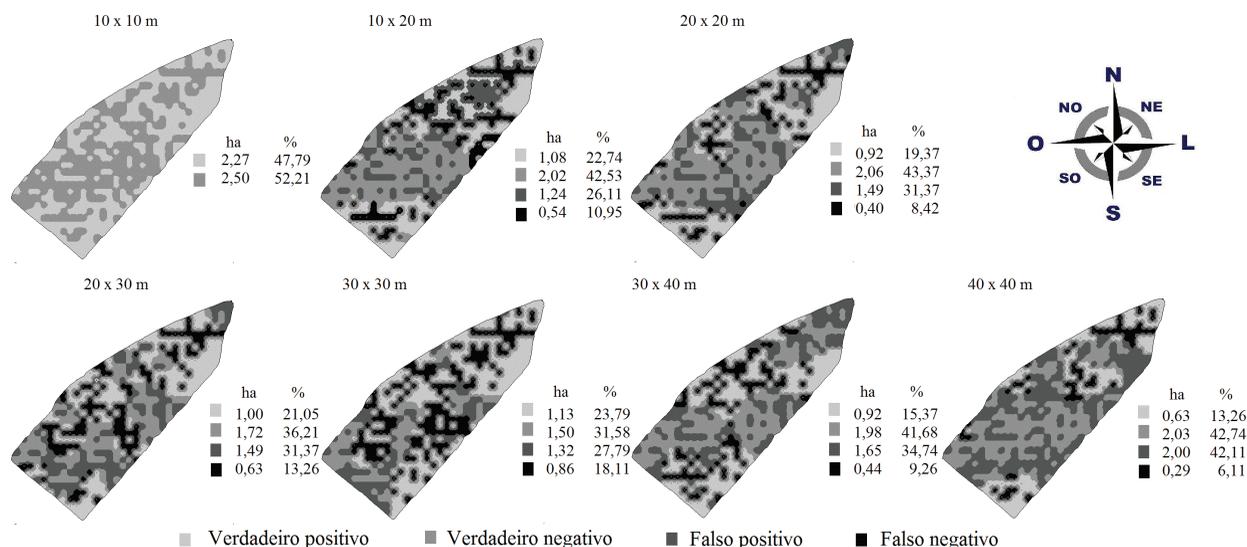


Figura 3. Mapas temáticos de aplicação de nitrogênio de forma localizada, confeccionados a partir da avaliação do índice relativo de clorofila foliar das folhas de trigo, em diferentes malhas amostrais (Palmeira das Missões, RS, 2012).

lização das malhas de 10 m x 20 m (235 pontos) e 20 m x 20 m (117 pontos) apresentou, respectivamente, erro de 36,52% e 39,49%, nos locais destinados à aplicação de N, com relação ao mapa confeccionado com os resultados da malha referência. Para as demais malhas amostrais testadas, os valores se concentraram em 40-45% de erro. Portanto, observa-se que, da utilização da malha amostral de 10 m x 20 m para a de 40 m x 40 m, não houve grande perda de eficiência na aplicação de N, sendo a maior diferença observada no uso da malha de 10 m x 10 m para a de 10 m x 20 m. Esse resultado está relacionado à grande redução no número de pontos amostrais entre essas duas malhas (236 pontos).

Outro fator importante a se considerar é que os maiores erros observados envolveram as aplicações de N onde não era necessário (falso positivo), e não a falta de aplicação onde era necessário (falso negativo). Assim, pode-se inferir que, mesmo na maior malha amostral, a aplicação de N à taxa variada resultaria em considerável economia de fertilizante, com possível pequena redução de produtividade, por não ser aplicado N onde necessário.

CONCLUSÕES

1. O aumento da malha amostral promoveu redução na acurácia do diagnóstico do índice relativo de clorofila, nas folhas de trigo. À medida que se aumentou a malha amostral, os mapas temáticos

tornaram-se mais generalistas e informações da variabilidade espacial do índice relativo de clorofila foram perdidas.

2. Malhas amostrais menores ou iguais a 20 m x 20 m (117 pontos amostrais) mostraram-se eficazes para a detecção da variabilidade espacial do índice relativo de clorofila, em folhas de trigo, e para a confecção de mapas temáticos de aplicação localizada de nitrogênio.

REFERÊNCIAS

- ANDRASKI, T. W. et al. Crop management and corn nitrogen rate effects on nitrate leaching. *Journal of Environmental Quality*, Madison, v. 29, n. 4, p. 1095-1103, 2000.
- ARF, M. V. et al. Fontes e épocas de aplicação de nitrogênio em feijoeiro de inverno sob sistema plantio direto. *Pesquisa Agropecuária Tropical*, Goiânia, v. 41, n. 3, p. 430-438, 2011.
- ARGENTA, G. et al. Clorofila na folha como indicador do nível de nitrogênio em cereais. *Ciência Rural*, Santa Maria, v. 31, n. 4, p. 715-722, 2001.
- BARBOSA FILHO, M. P. et al. Determinação da necessidade de adubação nitrogenada de cobertura no feijoeiro irrigado com auxílio do clorofilômetro portátil. *Ciência Rural*, Santa Maria, v. 38, n. 7, p. 1843-1848, 2008.
- BRAGAGNOLO, J. et al. Optical crop sensor for variable-rate nitrogen fertilization in corn: II. Indices of fertilizer

- efficiency and corn yield. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, Viçosa, v. 37, n. 6, p. 1299-1309, 2013a.
- BRAGAGNOLO, J. et al. Optical crop sensor for variable-rate nitrogen fertilization in corn: I. Plant nutrition and dry matter production. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, Viçosa, v. 37, n. 5, p. 1288-1298, 2013b.
- CANTARELLA, H. et al. Ammonia volatilization from 7 urease inhibitor-treated urea applied to sugarcane trash blankets. *Scientia Agricola*, Piracicaba, v. 65, n. 4, p. 397-401, 2008.
- CAMBARDELLA, C. A. et al. Fieldscale variability of soil properties in central Iowa soils. *Soil Science Society of America Journal*, Madison, v. 8, n. 6, p. 1501-1511, 1994.
- CHERUBIN, M. R. *Eficiência de malhas amostrais utilizadas na caracterização de atributos químicos em latossolos manejados com agricultura de precisão*. 2013. 99 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Universidade Federal de Santa Maria, Frederico Westphalen, 2013.
- CHERUBIN, M. R. et al. Eficiência de malhas amostrais utilizadas na caracterização da variabilidade espacial de fósforo e potássio. *Ciência Rural*, Santa Maria, v. 44, n. 3, p. 425-432, 2014a.
- CHERUBIN, M. R. et al. Sampling grids used to characterise the spatial variability of pH, Ca, Mg and V% in oxisols. *Revista Ciência Agronômica*, Fortaleza, v. 45, n. 4, p. 659-672, 2014b.
- CHERUBIN, M. R. et al. Variabilidade da resistência à penetração do solo em função da dimensão da malha amostral. *Revista Plantio Direto*, Passo Fundo, v. 125, n. 5, p. 1-9, 2011.
- COMISSÃO DE QUÍMICA E FERTILIDADE DO SOLO (CQFS RS/SC). *Manual de adubação e calagem para os Estados do Rio Grande do Sul e Santa Catarina*. 10. ed. Porto Alegre: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2004.
- DEBIASI, H. et al. Ajuste de grades amostrais para o mapeamento da resistência à penetração de um Latossolo bruno. In: INAMASU, Y. *Agricultura de precisão: um novo olhar*. Brasília, DF: Embrapa-CNPSo, 2012. p. 138-142.
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA (Embrapa). Informações técnicas para trigo e triticale: safra 2012. In: REUNIÃO DA COMISSÃO BRASILEIRA DE PESQUISA DE TRIGO E TRITICALE, 5., 2011, Dourados. *Anais...* Dourados: Comissão Brasileira de Pesquisa de Trigo e Triticale, 2011. p. 219.
- GIOTTO, E.; ROBAINA, A. D. *A agricultura de precisão com o CR Campeiro 7: manual do usuário*. Santa Maria: UFSM, 2007.
- GREGORET, M. C. et al. Modelo de respuesta sitio-específica del maíz al nitrógeno y agua edáfica en un Haplusol. *Ciencia del Suelo*, Oliveros, v. 24, n. 2, p. 147-159, 2006.
- HUGHES, G. Sampling for decision making in crop loss assessment and pest management: introduction. *Phytopathology*, Austin, v. 89, n. 11, p. 1080-1083, 1999.
- KERRY, R. et al. Sampling in precision agriculture. In: OLIVER, M. A. (Org.). *Geostatistical applications for precision agriculture*. Heidelberg: Springer-Verlag, 2010. p. 35-63.
- LARGE, E. C. Growth stages in cereals. *Plant Pathology*, Loughborough, v. 3. n. 1, p. 128-129, 1954.
- LI, F. Y. et al. In-season optical sensing improves nitrogen-use efficiency for winter wheat. *Soil Science Society of America Journal*, Madison, v. 73, n. 5, p. 1566-1574, 2009.
- MENEGHIN, M. F. S. et al. Avaliação da disponibilidade de nitrogênio no solo para o trigo em Latossolo Vermelho do Distrito Federal. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, Viçosa, v. 32, n. 5, p. 1941-1948, 2008.
- NANNI, M. R. et al. Optimum size in grid soil sampling for variable rate application in site-specific management. *Scientia Agricola*, Piracicaba, v. 68, n. 3, p. 386-392, 2011.
- PIMENTEL-GOMES, F.; GARCIA, C. H. *Estatística aplicada a experimentos agronômicos e florestais*. Piracicaba: Fealq, 2002.
- POVH, F. P. et al. Comportamento do NDVI obtido por sensor ótico ativo em cereais. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, Brasília, DF, v. 43, n. 8, p. 1075-1083, 2008.
- RAUN, W. R.; JOHNSON, G. V. Improving nitrogen use efficiency for cereal production. *Agronomy Journal*, Madison, v. 91, n. 3, p. 357-63, 1999.
- RESENDE, A. V. de. *Agricultura e qualidade de água: contaminação da água por nitrato*. Planaltina, DF: Embrapa Cerrados, 2002.
- SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. An analysis of variance test for normality: complete samples. *Biometrika*, Oxford, v. 52, n. 3/4, p. 591-611, 1965.
- SIGNOR, D.; CERRI, C. E. P. Nitrous oxide emissions in agricultural soils: a review. *Pesquisa Agropecuária Tropical*, Goiânia, v. 43, n. 3, p. 322-338, 2013.
- SOUZA, Z. M. et al. Número de amostras na análise geoestatística e na krigagem de mapas de atributos do solo. *Ciência Rural*, Santa Maria, v. 44, n. 2, p. 261-268, 2014.
- VIEIRA, S. R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R. F. et al. (Eds.). *Tópicos em ciência do solo*. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. p. 1-54.
- WEBSTER, R.; LARK, M. *Field sampling for environmental science and management*. London: Routledge, 2012.