

VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS QUÍMICOS EM ARGISSOLO VERMELHO-AMARELO CULTIVADO COM SERINGUEIRA¹

CASSIANO GARCIA ROQUE², JOSÉ FREDERICO CENTURION³, GENER TADEU
PEREIRA⁴, AMAURI NELSON BEUTLER⁵, ONÃ DA SILVA FREDDI⁶, ITAMAR ANDRIOLI³

RESUMO. Este trabalho objetivou avaliar a variabilidade espacial de atributos químicos de um Argissolo Vermelho-Amarelo cultivado com os clones de seringueira PB 235 e RRIM 600. Amostras de solo foram coletadas nas camadas de 0,00-0,20 e 0,60-0,80 m para a determinação do pH, MO, P, K, Ca, Mg e calculado o V%. Os resultados foram submetidos aos procedimentos da estatística descritiva, e a dependência espacial foi verificada por meio de semivariogramas. O P, K, Ca e Mg apresentaram as maiores variabilidades, analisadas pelo coeficiente de variação. Houve uma distribuição espacial mais uniforme na camada 0,00-0,20 m, sendo que na malha com o clone RRIM 600 foi mais uniforme que na do clone PB 235. A continuidade espacial dos atributos químicos foi maior no sentido do maior declive da área.

Termos para indexação: geoestatística, semivariogramas, *Hevea brasiliensis*.

SPATIAL VARIABILITY OF CHEMICAL ATTRIBUTES IN KANDIUSTALF CULTIVATED WITH RUBBER TREE

ABSTRACT. This study objectived evaluate the spatial variability of chemical soil attributes in Yellow Red Argisol (Kandiustalf) cultivated with rubber tree PB 235 and RRIM 600. Soil samples were collected in the layers of 0.00-0.20 and 0.60-0.80 m for determination of pH, MO, P, K, Ca, Mg and calculated V%. The results were submitted to descriptive statistics procedures and spatital dependence was verified through semvariograms. The P, K, Ca and Mg presented the greater variabilities, analyzed by variation coefficient. More uniform spatial distribution was verified in layer of 0.00-0.20m, being that grid with RRIM 600 clone was more uniform that PB 235 clone. The spatial continuity of chemical attributes was greater in greater declivity.

Index terms: geostatistical, semivariograms, *Hevea brasiliensis*.

¹ Parte da tese do primeiro autor. Projeto financiado pela FAPESP.

² Prof. Dr., Departamento de Agronomia da UNEMAT, Campus de Alta Floresta, cassianoroque@yahoo.com.br.

³ Prof. Adjunto, Depto. Solos e Adubos, FCAV/UNESP, Jaboticabal, SP, e-mail: jfcentur@fcav.unesp.br. Bolsista do CNPq.

⁴ Prof. Dr., Depto. Ciências Exatas, FCAV/UNESP, Jaboticabal, SP, e-mail: genertp@fcav.unesp.br.

⁵ Pós- Doutorado, Depto. Solos e Adubos, FCAV/UNESP, Jaboticabal, SP

⁶ Pós-doutorando no Depto^o Solos e Adubos, UNESP/FCAV, Jaboticabal – SP. Bolsista da FAPESP.

INTRODUÇÃO

Originária da região Amazônica, a seringueira (*Hevea brasiliensis*) desperta grande interesse para o cultivo nas zonas tropicais, onde se pode obter alta produção de borracha quando empregados clones melhorados e tratos culturais adequados. Os seringais implantados no Planalto Ocidental do Estado de São Paulo vêm apresentando bons resultados de crescimento e produção (Murbach et al., 1999).

A maior limitação é o baixo conteúdo de nutrientes dos Latossolos e a alta suscetibilidade à erosão dos Podzólicos (Argissolos), e estas limitações podem ser compensadas pela fertilização, adubação e usando medidas conservacionistas (Centurion et al., 1995). Desta forma, a identificação de áreas homogêneas de fertilidade visando à aplicação de fertilizantes, além de resultar na economia dos custos e diminuir o efeito deletério sobre o meio ambiente, favorece a aplicação adequada de fertilizantes, melhorando o crescimento e a produção da seringueira.

O conceito de que a seringueira é pouco exigente em nutrientes, é falso (Haag et al., 1986). Bataglia et al. (1988), avaliando o estado nutricional de 40 seringais em produção, instalados em diversas regiões edafoclimáticas paulistas, constataram que as produtividades mais elevadas de alguns seringais foram associadas com níveis mais altos de N e K nas folhas, porém os baixos níveis de P, tanto nas folhas como nos solos, possivelmente, estejam afetando a produtividade.

Segundo Vieira et al. (1981) a preocupação com a variabilidade espacial de atributos do solo pode ser encontrada já em trabalhos da primeira metade do século XX. A variabilidade espacial tem sido considerada um dos fatores importantes para elevar-se a produtividade e reduzir os custos na produção agrícola, sendo que são muitas as circunstâncias em que se torna importante conhecer a variabilidade do solo, seja em estudos da variabilidade espacial das propriedades químicas para indicar alternativas de manejo, não só para reduzir os efeitos da variabilidade do solo na produção das culturas (Tragmar et al., 1985), seja para aumentar a possibilidade de estimar-se respostas dos atributos do solo em função de determinadas práticas de manejo (Ovalles e Rey, 1994),

Salviano et al. (1998) avaliando a variabilidade espacial de atributos do solo e de crotalária juncea numa associação de Podzólico Vermelho-Amarelo + solo Litólico (Argissolo Vermelho + Neossolo), em área comercial de cana-de-açúcar, obtiveram dependência espacial para todos os atributos estudados, com exceção do P (0,00-0,20 m), sendo que os atributos analisados puderam ser agrupados em três categorias quanto ao alcance do semivariograma e

os atributos químicos em uma classe, com um alcance variando de 12 a 32 m, enquanto que Souza et al. (1997), avaliando propriedades químicas de um Latossolo Amarelo distrófico textura média, concluíram que, com exceção de V%, que apresentou distribuição aleatória, outras propriedades como MO, Ca, Mg, Ca+Mg e S mostraram dependência espacial de até 59 m.

Este trabalho teve o objetivo de avaliar a variabilidade espacial de atributos químicos de um Argissolo Vermelho-Amarelo após 16 anos de cultivo com os clones de seringueira PB 235 e RRIM 600.

MATERIAL E MÉTODOS

O experimento foi conduzido em um Argissolo Vermelho-Amarelo, textura arenosa/média, situado no município de Novo Horizonte (SP), nas coordenadas geográficas 21° 28' 02" S e 49° 13' 17" W, com altitude média de 453m. O clima, segundo a classificação de Köppen, é definido como tropical úmido com estação chuvosa no verão e seca no inverno (Aw), com precipitação média anual de 1.200mm (Brasil, 1960).

A área foi desmatada no ano de 1966 para a implantação da cultura do café. Em 1985, foi introduzida a cultura da seringueira no espaçamento de 2,5 m, no sentido da linha, e 15,0 m entrelinhas, na entrelinha da cultura do café, que foi retirada em 1990.

Para a avaliação da variabilidade espacial, em março de 2001, foi montada uma malha retangular no espaçamento de 5,0 m, no sentido da linha, e 15,0 m entrelinhas, totalizando 136 pontos. Foi realizada também a adição de 44 pontos, espaçados de 2,5 m no sentido da linha, para os clones de seringueira PB 235 e RRIM 600 (Figura 1). A declividade verificada nas malhas foram 4,1% e 1,5%, respectivamente, para o clone PB 235 e RRIM 600.

No mês de setembro de 2001, foram retiradas amostras para as análises químicas nas malhas dos clones RRIM 600 e PB 235, nas camadas de 0,00-0,20 e 0,60-0,80 m em todos os pontos das malhas. As análises para as variáveis pH (CaCl_2), MO, P, K, Ca, Mg e o cálculo da saturação por bases (V%) foram realizados seguindo a metodologia proposta por Raij et al. (1987).

Os resultados foram submetidos aos procedimentos da estatística descritiva, para a obtenção da média, mediana, desvio padrão, coeficientes de variação, assimetria e curtose.

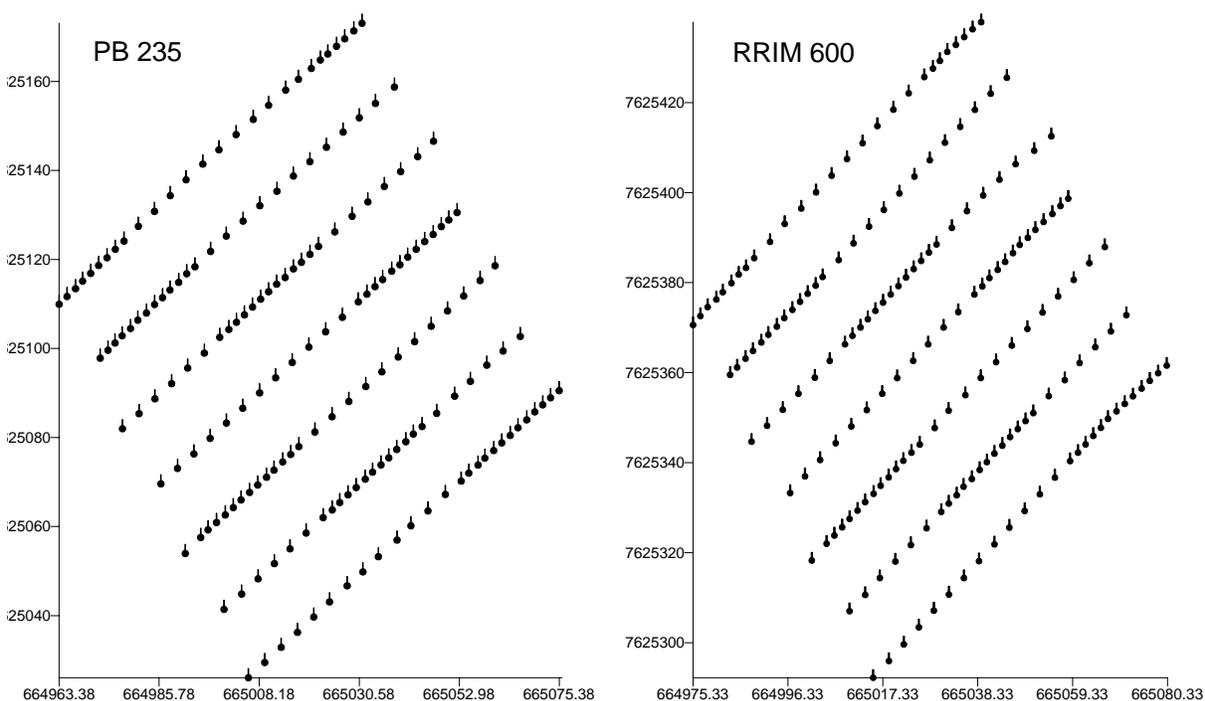


FIGURA 1. Malhas amostrais com os clones de seringueira PB 235 e RRIM 600.

A análise de dependência espacial foi avaliada através das técnicas da geoestatística, onde o semivariograma assume papel fundamental na estimativa da dependência espacial entre amostras. Os valores de R^2 (coeficiente de determinação) e SQR (soma dos quadrados dos resíduos) foram utilizados na seleção dos modelos dos semivariogramas, descritos em Vieira et al. (1983). O semivariograma foi estimado através da seguinte equação:

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (01)$$

onde: $N(h)$ é o número de pares de valores medidos $Z(x_i)$, $Z(x_i + h)$, separados pelo vetor h .

O semivariograma normalmente é representado pelo gráfico de $\hat{\gamma}(h)$ versus h , isto é, como a semivariância do atributo versus a distância (Vieira, 1997). Os semivariogramas forneceram estimativas dos parâmetros: efeito pepita (C_0), patamar ($C_0 + C_1$) e alcance (a). O

efeito pepita (C_0) é o parâmetro do semivariograma que indica a variabilidade não explicada dos modelos, considerando a distância de amostragem utilizada (Cambardella et al., 1994). Quando o semivariograma for constante e igual ao patamar, para qualquer valor de h , tem-se um efeito pepita puro ou ausência total de dependência espacial, o que significa que o alcance (a), para os dados em questão, é menor do que o menor espaçamento entre amostras e, portanto apresenta uma distribuição espacial completamente aleatória.

O semivariograma apresenta efeito pepita puro quando a semivariância $\hat{\gamma}(h)$ for igual para todos os valores de h . O patamar (C_0+C_1) é o valor da semivariância onde a curva se estabiliza sobre um valor constante, sendo representado pelo ponto onde toda a semivariância da amostra é de influência aleatória (Trangmar et al. 1985). À medida que h aumenta, $\hat{\gamma}(h)$ também aumenta até um valor máximo no qual se estabiliza. Este valor no qual $\hat{\gamma}(h)$ se estabiliza, chama-se patamar, e é aproximadamente igual à variância dos dados (Vieira, 1997). O alcance (a) indica que amostras localizadas a distâncias menores que o alcance são dependentes espacialmente umas das outras. O alcance depende do tamanho da área amostrada e da escala de observação, sendo tanto maior quanto maior o intervalo entre medidas (Trangmar et al., 1985). Em seguida à modelagem dos semivariogramas, foi realizada a interpolação por krigagem, sendo esta uma técnica de interpolação para estimativa de valores de uma propriedade em locais não amostrados, a partir de valores vizinhos amostrados na malha. A krigagem, no entanto, faz uso de um interpolador linear não tendencioso e de variância mínima, que assegura a melhor estimativa dos dados não amostrados. Este estimador tem como base os dados amostrais da variável regionalizada e as propriedades estruturais do semivariograma obtido a partir destes dados (Vieira et al., 1983).

Para os modelos dos semivariogramas ajustados que não apresentaram patamar definido, denotando falta de estacionaridade, retirou-se a tendência dos dados através do ajuste de um polinômio de 2^o grau pelo método dos quadrados mínimos, conforme Vieira (2000). Estes semivariogramas foram apresentados com os resíduos destes ajustes e, em seguida fez-se a interpolação por krigagem, com os dados retornados às unidades originais.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

De acordo com os limites estabelecidos para os níveis de fertilidade do solo, para a cultura da seringueira no Estado de São Paulo (Raij et al., 1996), os valores médios dos atributos químicos na camada de 0,00-0,20 m apresentaram-se muito baixo para a variável P no clone PB 235; baixo para a variável pH no clone PB 235 e a variável K nos dois clones; médios para a variável pH e a variável P no clone RRIM 600, a variável Mg no clone PB 235 e a variável V nos dois clones, e altos para a variável Ca nos dois clones e a variável Mg no clone RRIM 600 (Tabela 1). Observa-se que a média do valor V no clone PB 235 (52%) está mais próximo do que no clone RRIM 600 (61%) ao sugerido por Cardoso (1992) (50%). Já Domingues (1994) verificou maior incremento anual no perímetro do tronco em solos com V% superior a 50%.

Em geral, na camada de 0,00-0,20 m os valores apresentaram maior amplitude, comparada à camada de 0,60-0,80 m, sendo que alguns nutrientes oscilaram do nível baixo a alto. Essa grande amplitude de valores observados revela os problemas que podem ocorrer quando se usa a média dos valores para a realização do manejo da área: em alguns locais, a aplicação de fertilizantes será subdimensionada; em outros, a dosagem será a ideal, e em outros poderá haver aplicação excessiva (Araújo, 2002).

Na análise estatística descritiva, a média e mediana estão próximas, mostrando uma pequena assimetria nas distribuições, sendo confirmadas pelos valores de assimetria e curtose próximos de zero, para os atributos químicos do solo, em todas as camadas, e nas duas malhas (PB 235 e RRIM 600) (Tabela 1). Verifica-se pelos gráficos de probabilidade normal (Figura 2), que as distribuições dos dados, em relação as variáveis químicas assumem um comportamento próximo da linha reta, caracterizando uma distribuição normal. De acordo com Goovaerts (1997), em se tratando de dados obtidos na natureza, o ajuste de uma distribuição teórica é apenas aproximado. Por outro lado, a normalidade dos dados não é uma exigência da geoestatística, sendo conveniente apenas que a distribuição não apresente caudas muito alongadas, o que poderia comprometer as análises (Cressie, 1991). A normalidade dos dados é muito interessante na avaliação da dependência espacial, mas mais importante que a normalidade é a verificação de que os dados não apresentem uma tendência (Gonçalves et al., 2001).

O coeficiente de variação (CV), por ser uma medida adimensional e possibilitar a comparação da variabilidade de duas variáveis, foi utilizado para avaliar a variabilidade dos dados, sendo que os valores foram classificados conforme o critério de classificação proposto

por Gomes (2000): baixo ($CV < 10\%$); médio ($10\% < CV < 20\%$); alto ($20\% < CV < 30\%$), e muito alto ($CV > 30\%$), o qual tem sido adotado em muitos trabalhos relacionados com estudos de solo (Vieira, 1997a; Souza et al., 1997). Assim, os maiores CV foram para P (0,00-0,20m), de 46,25 e 64,97%, e os menores foram para pH (0,00-0,20 m), de 4,42 e 6,72%, respectivamente, no clone PB 235 e RRIM 600 (Tabela 1).

TABELA 1. Medidas descritivas dos atributos químicos do solo nas malhas com os clones de seringueira PB 235 e RRIM 600, nas camadas de 0,00-0,20 e 0,60-0,80 m.

Variável	N	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio padrão	Coeficientes		
							Varição (%)	Assimetria	Curtose
Camada 0,00-0,20 m									
Clone PB 235									
pH em CaCl ₂	180	4,95	5,30	4,50	5,40	0,22	4,42	-0,17	-0,87
MO (g dm ⁻³)	180	8,11	8,00	6,00	11,00	1,13	13,97	0,32	-0,11
P (mg dm ⁻³)	180	4,67	4,00	2,00	10,00	2,16	46,25	0,84	-0,03
K (mmol _c dm ⁻³)	180	1,22	1,20	0,60	2,30	0,45	36,48	0,59	-0,61
Ca (mmol _c dm ⁻³)	180	14,57	14,50	8,00	23,00	3,16	21,69	-0,05	-0,39
Mg (mmol _c dm ⁻³)	180	5,79	6,00	3,00	9,00	1,18	20,41	0,17	-0,37
V (%)	180	51,41	52,00	31,00	68,00	8,57	16,66	-0,26	-0,65
Clone RRIM 600									
pH em CaCl ₂	180	5,23	5,30	4,30	6,00	0,35	6,72	-0,31	-0,27
MO (g dm ⁻³)	180	8,97	9,00	5,00	14,00	1,71	19,04	0,22	-0,18
P (mg dm ⁻³)	180	12,63	10,00	2,00	35,00	8,20	64,97	1,03	0,20
K (mmol _c dm ⁻³)	180	1,41	1,40	0,60	2,40	0,39	27,41	0,34	0,06
Ca (mmol _c dm ⁻³)	180	20,48	20,00	10,00	30,00	4,65	22,72	0,01	-0,34
Mg (mmol _c dm ⁻³)	180	8,79	9,00	3,00	14,00	2,50	28,44	-0,19	-0,63
V (%)	180	58,81	61,50	28,00	78,00	10,65	18,11	-0,74	-0,06
Camada 0,60-0,80 m									
Clone PB 235									
pH em CaCl ₂	180	4,82	4,9	4,00	5,60	0,34	7,14	-0,49	-0,45
MO (g dm ⁻³)	180	4,48	4,00	3,00	6,00	0,66	14,62	0,30	-0,17
P (mg dm ⁻³)	180	1,74	2,00	1,00	3,00	0,58	33,50	0,11	-0,48
K (mmol _c dm ⁻³)	180	1,23	1,20	0,50	2,20	0,33	26,87	0,46	0,21
Ca (mmol _c dm ⁻³)	180	14,59	14,00	3,00	30,00	5,78	39,58	0,51	-0,15
Mg (mmol _c dm ⁻³)	180	4,53	4,00	2,00	10,00	2,16	45,79	0,92	-0,22
V (%)	180	53,31	55,00	20,00	81,00	13,59	25,48	-0,50	-0,41
Clone RRIM 600									
pH em CaCl ₂	180	5,10	5,10	4,00	6,10	0,43	8,41	-0,15	-0,44
MO (g dm ⁻³)	180	4,78	5,00	3,00	6,00	0,65	13,56	0,13	-0,47
P (mg dm ⁻³)	180	2,55	2,00	1,00	4,00	0,69	26,95	0,65	-0,40
K (mmol _c dm ⁻³)	180	1,03	1,00	0,40	1,80	0,30	28,68	0,89	0,49
Ca (mmol _c dm ⁻³)	180	17,78	18,00	5,00	34,00	5,69	32,01	0,29	0,27
Mg (mmol _c dm ⁻³)	180	5,41	5,00	2,00	11,00	1,96	36,25	0,59	-0,14
V (%)	180	60,36	62,00	31,00	78,00	10,27	17,01	-0,77	0,27

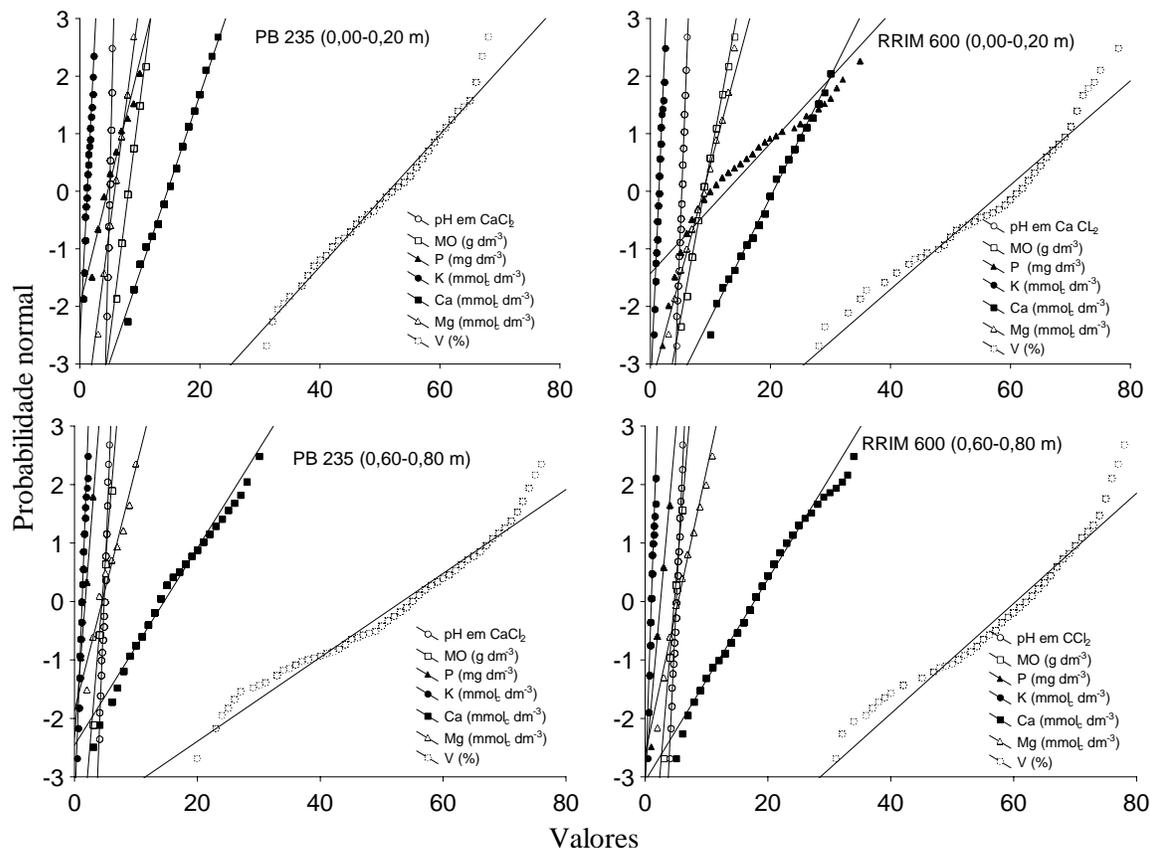


FIGURA 2. Probabilidade normal para as distribuições dos atributos químicos nas malhas com os clones de seringueira PB 235 e RRIM 600.

Na camada de 0,00-0,20m, os CV para as variáveis P e K, e Ca e Mg no clone PB 235 foram muito alto e alto, respectivamente, e para as variáveis P e K, Ca e Mg na malha com o clone RRIM 600, foram muito alto e alto, respectivamente. Souza et al. (1997) encontraram em Latossolo Amarelo distrófico textura média, sob pomar cítrico, resultados semelhantes para as variáveis P, K e Ca. Salviano et al. (1998) encontraram em Podzólico Vermelho-Amarelo, sob cana-de-açúcar, resultados semelhantes para P e K; entretanto, Araújo (2002), em Latossolo, verificou CV muito alto e Silva et al. (2003), em Argissolo Vermelho-Amarelo, em sistema de preparo convencional, verificaram resultados semelhantes apenas para a variável P. Já para as variáveis pH, e MO e V nas duas malhas, foram baixos e médios, respectivamente. Resultados semelhantes foram encontrados por Silva et al. (2003), enquanto Souza et al. (1997), Salviano et al. (1998) e Araújo (2002) encontraram resultados semelhantes apenas para a variável pH.

Na camada de 0,60-0,80 m, o CV para as variáveis Ca e Mg nas duas malhas, e P e K nas duas malhas e V na malha com o clone PB 235 foram muito altos e altos respectivamente, enquanto para pH nas duas malhas, MO nas duas malhas e V na malha com o clone PB 235 foram baixos e médios, respectivamente. Esses resultados concordaram com Araújo (2002) para as variáveis pH, MO, Ca, Mg e V.

Houve a necessidade de retirada de tendência dos dados para os modelos dos semivariogramas ajustados para as variáveis K (0,00-0,20 e 0,60-0,80 m), e pH, MO, Mg e V (0,60-0,80 m) nos clones PB 235 e RRIM 600, respectivamente, pois estes não apresentaram patamar definido.

Nas duas malhas, o comportamento espacial dos resultados da análise geoestatística, mostrou que os atributos químicos apresentaram dependência (Tabela 2, Figuras 3 e 4). Na camada de 0,00-0,20 m, ajustou-se o modelo exponencial para a maioria das variáveis, no clone PB 235 exceto pH e MO, e K, em que foi ajustado o modelo esférico e gaussiano, respectivamente. Já no clone RRIM 600, ajustou-se o modelo exponencial para P, K e Ca, esférico para pH e Mg, e gaussiano para MO e V. Já Salviano et al. (1998) e Araújo (2002) obtiveram o modelo esférico para a maioria das variáveis, exceto para P (efeito pepita) e K (exponencial), respectivamente. Na camada de 0,60-0,80 m, foi ajustado o modelo exponencial para a maioria das variáveis, no clone PB 235, exceto para as variáveis, pH e MO as quais se ajustaram os modelos gaussiano e esférico, respectivamente. No clone RRIM 600, ajustaram-se os modelos, exponencial para as variáveis MO, P e Mg, e esférico para as variáveis, pH, K, Ca e V. Araújo (2002) ajustou o modelo exponencial, exceto para a variável Mg a qual foi ajustado o modelo esférico.

A contribuição do efeito pepita verificado nos modelos ajustados para os atributos químicos indica uma variabilidade não explicada dos modelos, considerando a distância de amostragem utilizada (Cambardella et al., 1994). Podendo ser expresso como percentagem do patamar, com o objetivo de facilitar a comparação do grau de dependência espacial das variáveis em estudo (Trangmar et al. 1985).

Logo, utilizou-se a classificação de Cambardella et al. (1994), em que são considerados graus de dependência espacial forte os semivariogramas que têm um efeito pepita $\leq 25\%$ do patamar; de dependência espacial moderada, quando o efeito pepita está entre 25 e 75%, e de dependência fraca, quando o efeito pepita e $> 75\%$. Assim, a análise do efeito pepita (Tabela 2) mostrou que a maioria das variáveis apresentou dependência espacial moderada, concordando com Salviano et al. (1998). Estes relataram que os semivariogramas

de atributos químicos de solos são, em sua maioria, classificados como de dependência espacial moderada.

TABELA 2. Modelos e parâmetros estimados dos semivariogramas ajustados aos dados das malhas com os clones de seringueira PB 235 e RRIM 600, nas camadas de 0,00-0,20 e 0,60-0,80 m.

Variável	Modelo	Parâmetros					
		C_0	C_0+C	A_0	$C_0/(C_0+C)*100$	R^2	SQR
Camada 0,00-0,20 m							
Clone PB235							
pH em CaCl_2	Esférico	0,02	0,02	29,82	55,07	0,91	0,001
MO (g dm^{-3})	Esférico	0,30	0,84	21,67	26,27	0,94	0,043
P (mg dm^{-3})	Exponencial	2,07	2,32	36,04	47,14	0,98	0,083
K^* ($\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	Gaussiano	0,05	0,06	18,87	45,50	0,95	0,001
Ca ($\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	Exponencial	4,42	5,45	32,52	44,80	0,83	5,950
Mg ($\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	Exponencial	0,18	1,06	20,31	14,82	0,92	0,061
V (%)	Exponencial	28,31	43,77	58,87	39,28	0,93	145,749
Clone RRIM 600							
pH em CaCl_2	Esférico	0,02	0,03	17,85	39,70	0,91	0,001
MO (g dm^{-3})	Gaussiano	1,30	0,66	14,23	66,51	0,83	0,111
P (mg dm^{-3})	Exponencial	1,41	64,72	15,67	2,13	0,92	176,375
K ($\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	Exponencial	0,03	0,13	28,11	15,95	0,93	0,001
Ca ($\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	Exponencial	9,03	10,61	60,06	45,98	0,95	7,102
Mg ($\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	Esférico	1,27	1,80	14,94	41,34	0,91	0,241
V (%)	Gaussiano	33,14	23,78	17,77	58,22	0,87	118,352
Camada 0,60-0,80 m							
Clone PB 235							
pH* em CaCl_2	Gaussiano	0,03	0,08	13,16	29,25	0,93	0,001
MO* (g dm^{-3})	Esférico	0,19	0,22	31,93	45,82	0,91	0,007
P (mg dm^{-3})	Exponencial	0,12	0,22	26,40	35,43	0,95	0,002
K^* ($\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	Exponencial	0,01	0,05	18,31	16,27	0,89	0,001
Ca ($\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	Exponencial	6,33	21,06	22,93	23,10	0,94	20,806
Mg* ($\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	Exponencial	1,10	2,87	53,72	27,69	0,95	0,445
V* (%)	Exponencial	13,63	145,70	13,46	8,55	0,95	455,448
Clone RRIM 600							
pH em CaCl_2	Esférico	0,06	0,09	20,96	40,00	0,93	0,001
MO (g dm^{-3})	Exponencial	0,18	0,23	63,33	43,03	0,93	0,005
P (mg dm^{-3})	Exponencial	0,11	0,33	13,10	25,44	0,94	0,003
K^* ($\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	Esférico	0,05	0,03	28,67	65,25	0,89	0,001
Ca ($\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	Esférico	0,72	22,76	14,07	3,07	0,91	34,880
Mg ($\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	Exponencial	1,34	2,51	66,61	34,80	0,91	0,777
V (%)	Esférico	34,22	47,65	20,31	41,80	0,92	201,249

C_0 – efeito pepita; C_0+C - patamar; A_0 – alcance; $C_0/(C_0 +C)$ – grau de dependência espacial; R^2 - coeficiente de determinação; SQR – soma dos quadrados dos resíduos. * modelos apresentados com os resíduos do ajuste de um polinômio de 2ª ordem.

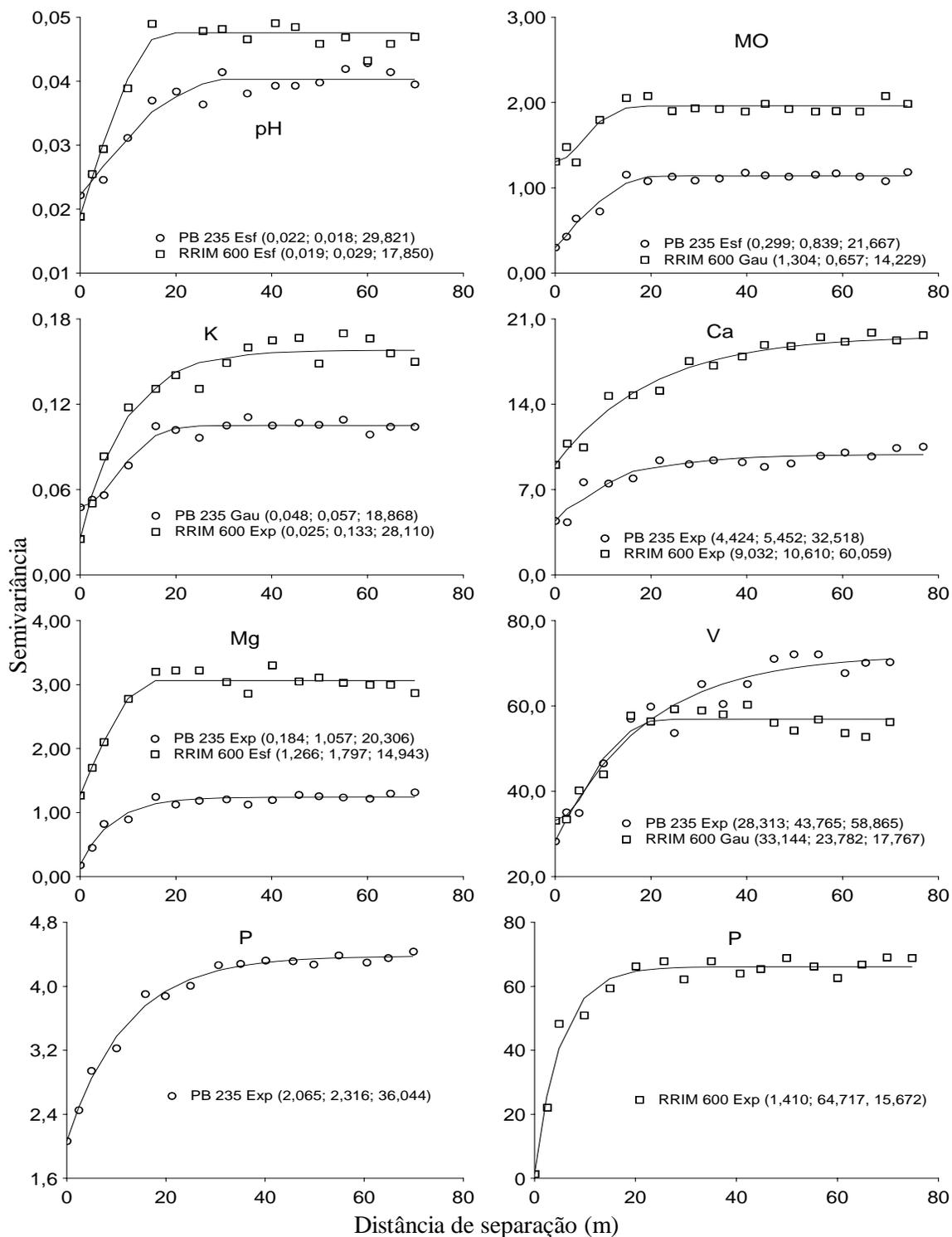


FIGURA 3. Semivariogramas dos atributos químicos, na camada de 0,00-0,20m, nas malhas com os clones de seringueira PB 235 e RRIM 600. Esf, Exp Gau (C_0 ; C_0+C ; A_0) é o modelo esférico, exponencial e Gaussiano (C_0 = efeito pepita; C_0+C = patamar; A_0 = alcance).

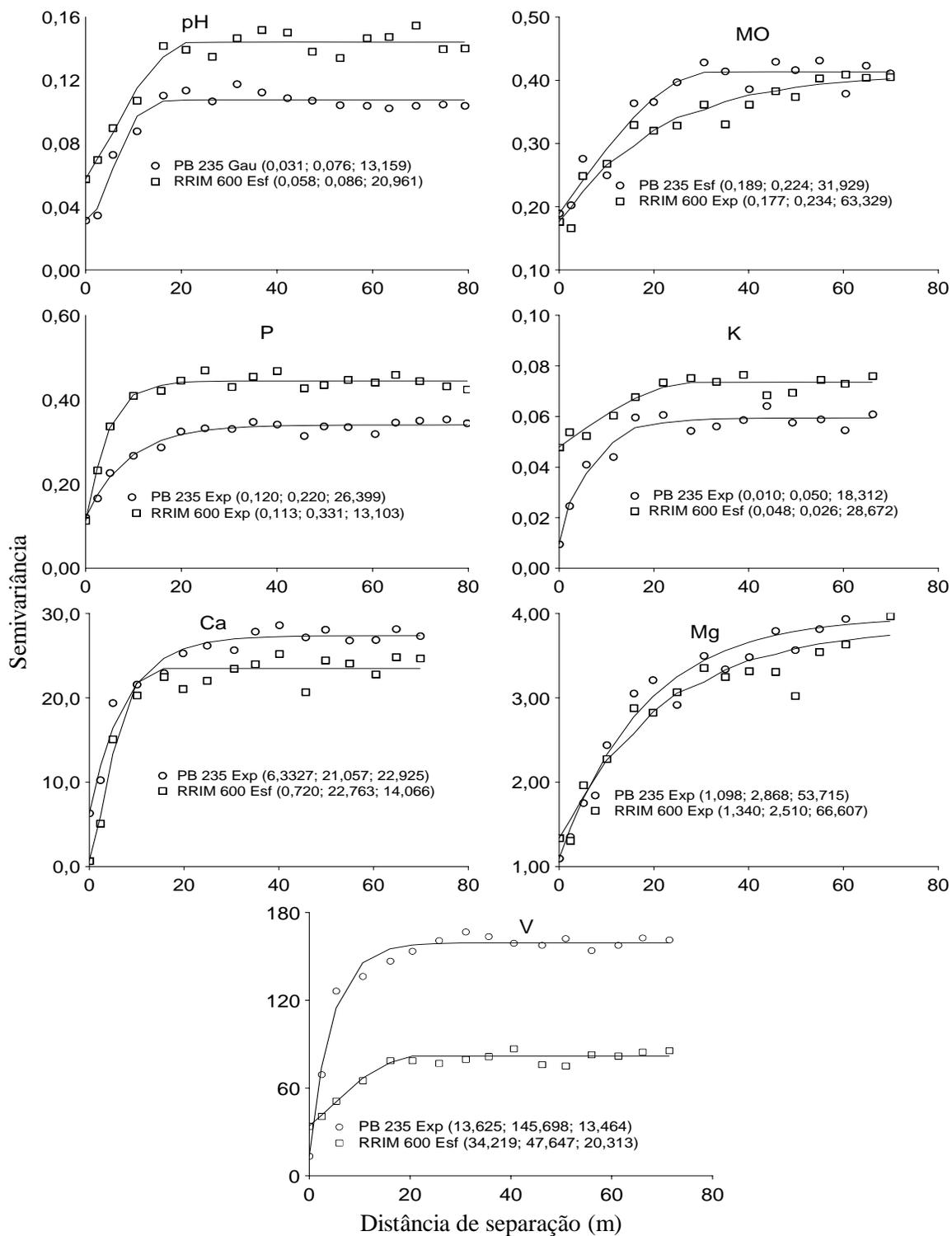


FIGURA 4. Semivariogramas dos atributos químicos, na camada de 0,60-0,80 m, nas malhas com os clones de seringueira PB 235 e RRIM 600. Esf, Exp e Gau (C_0 ; C_0+C ; A_0) é o modelo esférico, exponencial e gaussiano (C_0 = efeito pepita; C_0+C = patamar; A_0 = alcance).

Em relação ao alcance, que significa a distância máxima que uma variável está correlacionada espacialmente (Salviano et al., 1998), verificou-se, na camada de 0,00-0,20 m, alcance variando de 18,87 (K) a 58,87 m (V), e 14,23 m (MO) a 60,06 m (Ca), nos clones PB 235 e RRIM 600, respectivamente. Na camada 0,60-0,80m, alcances variando de 13,16 (pH) a 53,72 m (Mg), e 13,10 (P) a 66,61 m (Mg), nos clones PB 235 e RRIM 600, respectivamente. Por sua vez, Araújo (2002) verificou, na camada de 0,60-0,80 m, menores alcances em relação à camada 0,00-0,20 m, relatando que o manejo do solo, através de aplicações de fertilizantes e revolvimento do solo, pode ter contribuído para aumentar o alcance de dependência espacial, caracterizando uma maior continuidade na distribuição das variáveis, na camada mais superficial da área estudada.

Em geral, na camada de 0,00-0,20 m, o clone PB 235 apresentou alcances maiores que o clone RRIM 600, enquanto na camada de 0,60-0,80 m ocorreu o inverso.

Na camada de 0,00-0,20 m, verificou-se que a maioria das variáveis apresentou maior valor de semivariância no clone RRIM 600, exceção feita para a variável V, indicando uma maior dissimilaridade dos dados, enquanto na camada de 0,60-0,80 m somente as variáveis, pH, P e K apresentaram maiores semivariância (Figuras 2 e 3).

Como as variáveis apresentaram dependência espacial, utilizou-se da krigagem para estimar valores em locais não amostrados, utilizando-se dos parâmetros dos semivariogramas ajustados. Observa-se, na camada de 0,00-0,20 m um arranjo de distribuição mais estruturado no clone RRIM 600 do que no clone PB 235, para as variáveis pH, MO, Ca, Mg e V, sendo a maior continuidade espacial na direção nordeste-sudoeste, definindo-se zonas mais homogêneas que caracterizam a área e fornecendo subsídios para um manejo mais eficiente e econômico da seringueira, o que sugere critérios para aplicação de calcário e fertilizantes a taxas variáveis (Figuras 5 e 6). Na camada de 0,60-0,80 m, ocorre uma distribuição mais aleatória, indicando que, mesmo em horizontes pouco influenciados pelo manejo do solo, há uma variabilidade espacial (Figuras 7 e 8).

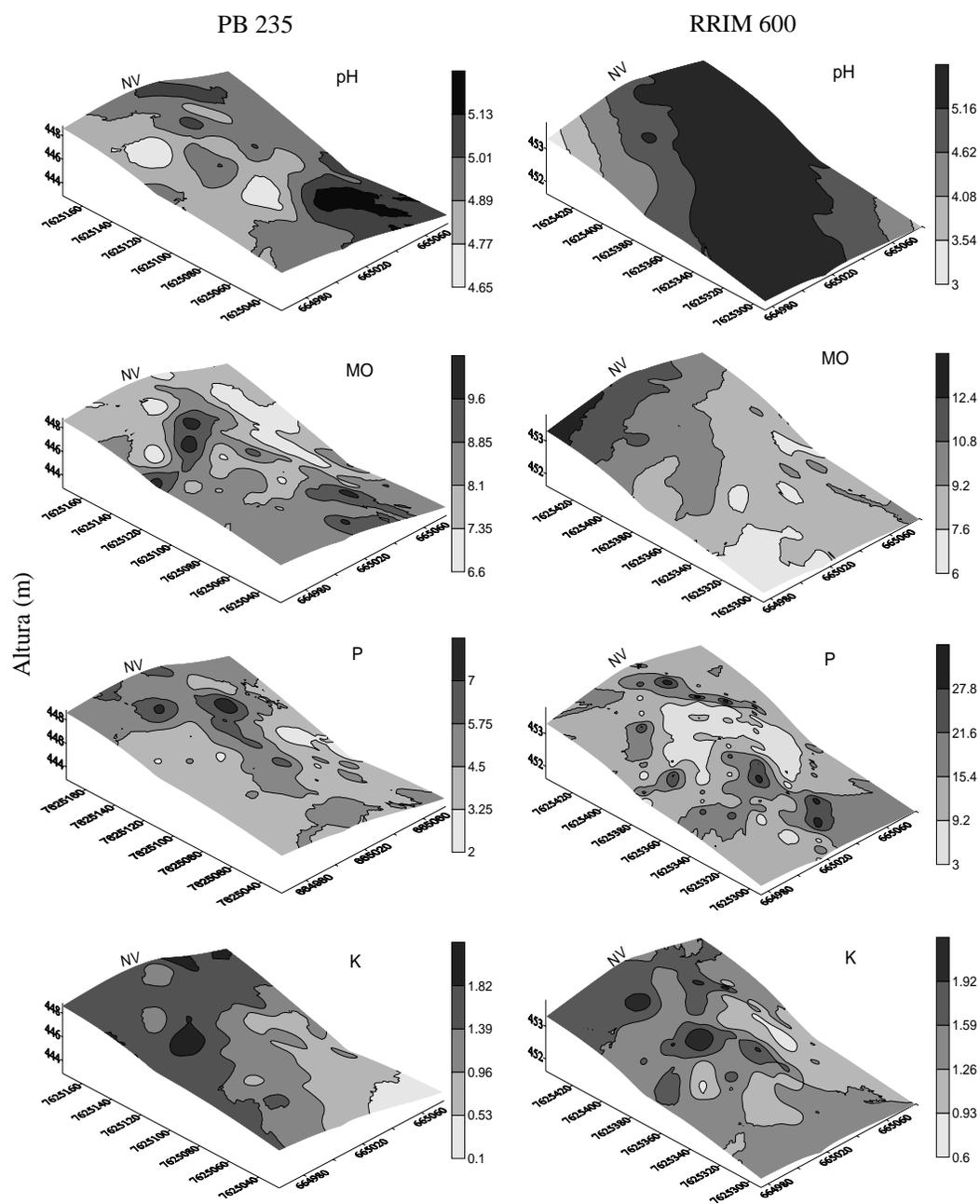


Figura 5. Mapas de isolinhas das variáveis pH, MO, P e K, na camada de 0,00-0,20m, nas malhas com os clones de seringueira PB 235 e RRIM 600.

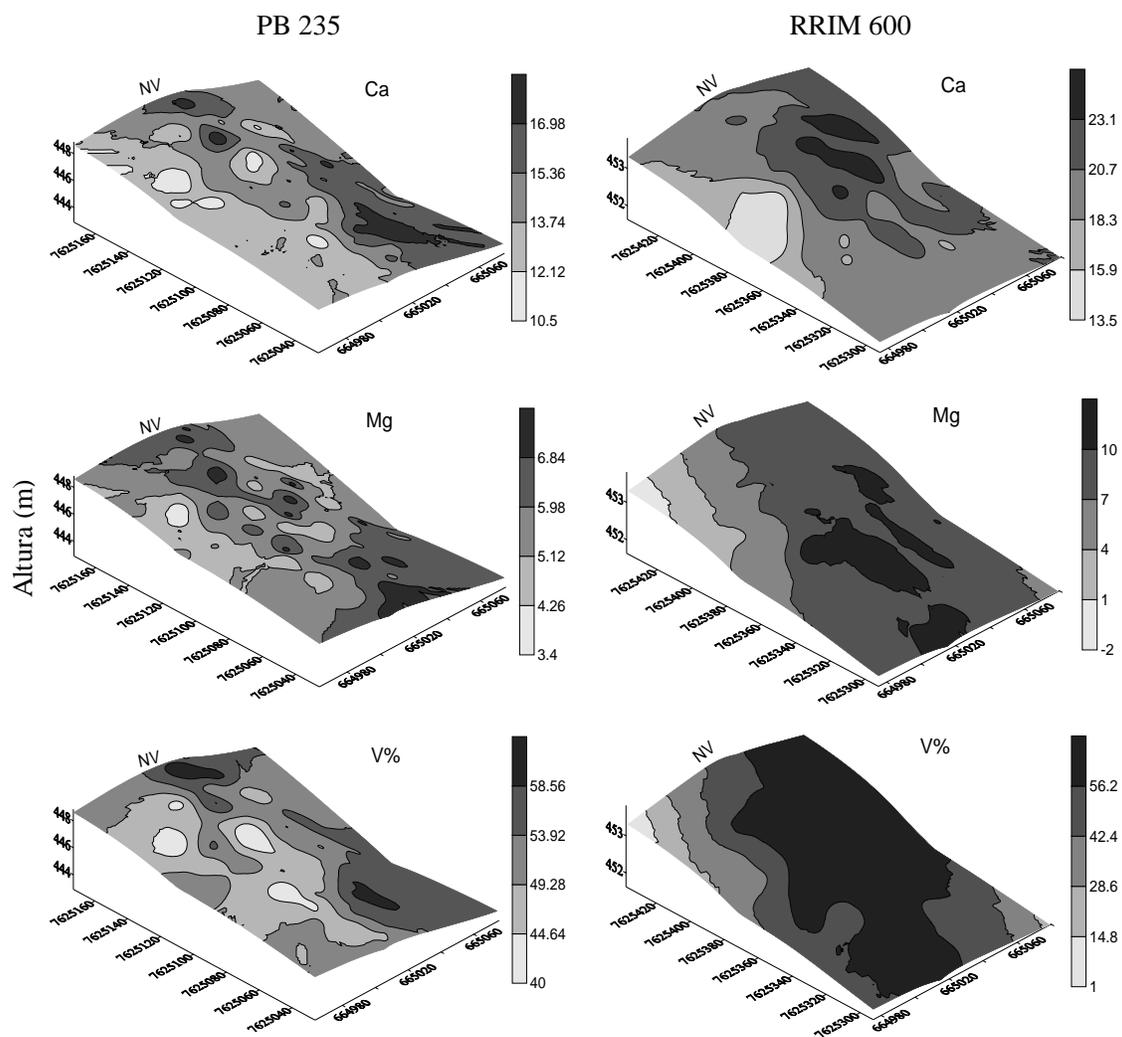


FIGURA 6. Mapas de isolinhas das variáveis Ca, Mg e V, na camada de 0,00-0,20 m, nas malhas com os clones de seringueira PB 235 e RRIM 600.

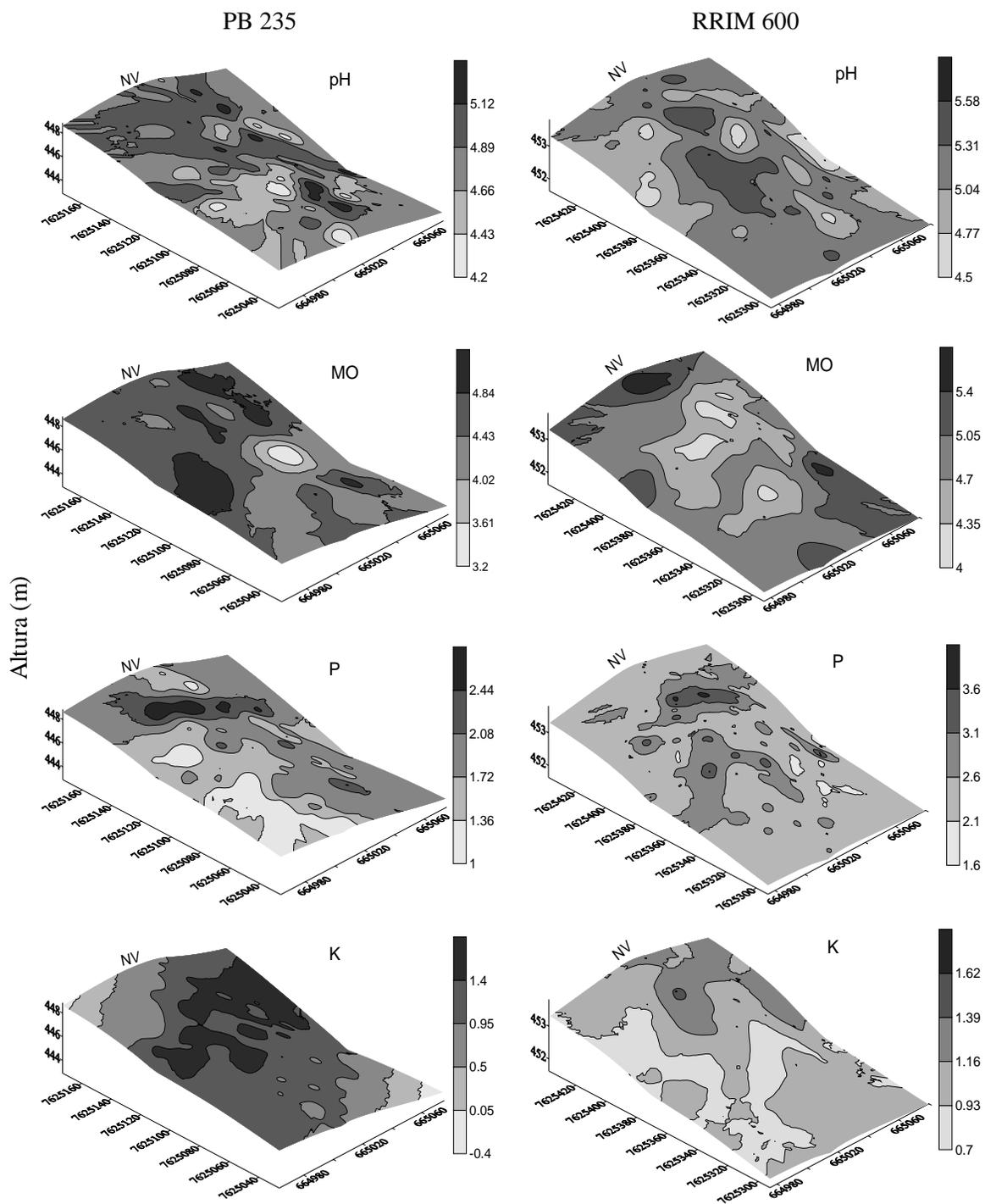


FIGURA 7. Mapas de isolinhas das variáveis pH, MO, P e K, na camada de 0,60-0,80 m, nas malhas com os clones de seringueira PB 235 e RRIM 600.

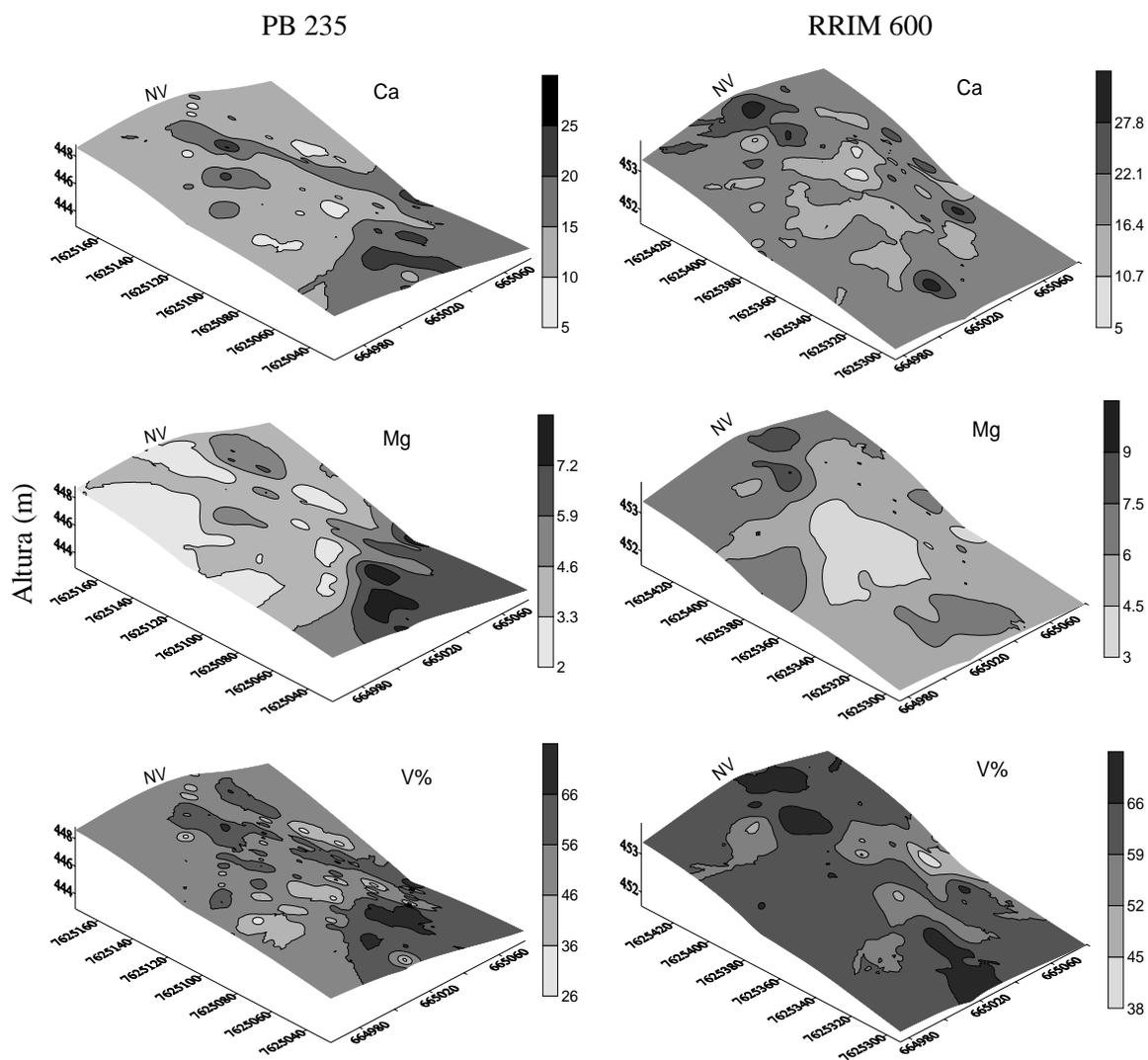


FIGURA 8. Mapas de isolinhas das variáveis Ca, Mg e V%, na camada de 0,60-0,80 m, nas malhas com os clones de seringueira PB 235 e RRIM 600.

CONCLUSÕES

1. O P, K, Ca e Mg apresentaram as maiores variabilidades analisadas pelo coeficiente de variação, em relação aos outros nutrientes.
2. Há uma distribuição espacial mais uniforme na camada 0,00-0,20 m, sendo que na malha com o clone RRIM 600 foi mais uniforme que na do clone PB 235.
3. A continuidade espacial dos atributos químicos é maior no sentido do maior declive da área.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARAÚJO, A.V. **Variabilidade espacial de propriedades químicas e granulométricas do solo na definição de zonas homogêneas de manejo**. 2002. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual Paulista, Jaboticabal, 2002.

BATAGLIA, O.C.; CARDOSO, M.; CARRETERO, M.V. Situação nutricional de seringais produtivos no estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, v.47, n.1, p.109-123, 1988.

CAMBARDELLA, C.A.; MOORMAN, T.B.; NOVAK, J.M.; PARKIN, T.B.; KARLEN, D.L.; TURCO, R.F.; KONOPKA, A.E. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa Soils. **Soil Science Society America Journal**, Madison, v.58, n.10, p.1501-1511, 1994.

CARDOSO, M. Seringueira. In: RAIJ van. B.; SILVA, N.M.; BATAGLIA, O.C.; QUAGGIO, J.A.; HIROCE, R.; CANTARELLA, H.; BELINAZZI JÚNIOR, R.; DECHEN, A.R.; TRANI, P.E. **Recomendação de adubação e calagem para o Estado de São Paulo**. Campinas: Instituto Agrônômico, 1992, cap.10, p. 285.

CENTURION, J.F.; CENTURION, M.A.P.C.; ANDREOLI, I. Rubber growing soils of São Paulo, Brazil. **Indian Journal Rubber Research**, Bangalore, v.8, n.2, p.75-84, 1995.

CRESSIE, N. **Statistics for spatial data**. New York: John Willey, 1991.

DOMINGUES, F.A. **Nutrição mineral e crescimento de seringais em início de exploração no estado de São Paulo**. 1994. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1994.

GOMES, P.F. **Curso de estatística experimental**. 14. ed. Piracicaba: Degaspari, 2000.

GONÇALVES, A.C.A.; FOLEGATTI, M.V.; MATA, J.D.V. Análises exploratória e geoestatística da variabilidade de propriedades físicas de um Argissolo Vermelho. **Acta Scientiarum**, Maringá, v.23, n.5, p. 1149-1157, 2001.

GOOVAERTS, P. **Geostatistics for natural resources evaluation**. New York: Oxford University Press, 1997.

HAAG, H.P.; BUENO, N.; PEREIRA, J.P. Exigências minerais em uma cultura de seringueira. In: SIMPÓSIO SOBRE A CULTURA DA SERINGUEIRA NO ESTADO DE SÃO PAULO, 1., 1986, Piracicaba. **Anais...** Piracicaba: Fundação Cargill, 1986. p.33-82.

MURBACH, M.R.; BOARETTO, A.E.; MURAOKA, T.; SILVEIRA, R.I.; BOARETTO, R.M. Adubação NPK e produção de borracha seca pela seringueira (*Hevea brasiliensis*). **Scientia Agrícola**, Piracicaba, v.56, n.1, p. 71-76, 1999.

OVALLES, F.; REY, J. Variabilidad interna de unidades de fertilidad en suelos de la depresión del Lago de Valencia. **Agronomia Tropical Maracay**, Maracay, v.44, n.1, p.41-65, 1994.

RAIJ, B. van; QUAGGIO, J.A.; CANTARELLA, H.; FERREIRA, M.E.; LOPES, A.S.; BATAGLIA, O.C. **Análise química do solo para fins de fertilidade**. Campinas: Fundação Cargill, 1987.

RAIJ, B. van; CANTARELLA, H.; QUAGGIO, J.A.; FURLANI, A.M.C. (Ed.). **Recomendações de adubação e calagem para o Estado de São Paulo**. 2.ed. Campinas: Instituto Agrônômico & Fundação IAC, 1996.

SALVIANO, A.A.C.; VIEIRA, S.R.; SPAROVEK, G. Variabilidade espacial de atributos de solo e de *Crotalaria juncea* (L.) em área severamente erodida. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.22, n.1, p.115-122, 1998.

SILVA, V.R.; REICHERT, J.M.; STORK, L.; FEIJÓ, S.. Variabilidade das características químicas do solo e produtividade de milho em um Argissolo Vermelho Amarelo distrófico arênico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.27, n.6, p.1013-1020, 2003.

SOUZA, L.S.; COGO, N.P.; VIEIRA, S.R. Variabilidade de propriedades físicas e químicas do solo em um pomar cítrico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.21, n.3, p.367-372, 1997.

TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S.; WADE, M.K.; UEHARA, G.; SUDJADI, M. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Advances in Agronomy**, Madison, v.38, n.1, p.45-94, 1985.

VIEIRA, S.R.; NIELSEN, D.R.; BIGGAR, J.W. Spatial variability of field-measured infiltration rate. **Soil Science Society American Journal**, Madison, v.45, n.2, p.1040-1048, 1981.

VIEIRA, S.R.; HATFIELD, J.L.; NIELSEN, D.R.; BIGGAR, J.W. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. **Hilgardia**, Berkeley, v.51, n.3, p.1-75, 1983.

VIEIRA, S.R.; TILOTSON, P.M.; BIGGAR, J.W.; NIELSEN, D.R. Scaling of semivariograms and the kriging estimation of field-measured properties. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.21, n.3, p.525-533, 1997.

Revista de Ciências Agro-Ambientais, Alta Floresta, v.3, p.26-45, 2005

VIEIRA, S. R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R. F., ALVAREZ, V.H.V., SCHAEFER, C. E. G. R. **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. cap.1, p.1-54.

★★★★★