



Variabilidade espacial das características qualitativas e quantitativas da pastagem de capim Marandú em topossequência no Tocantins

Spatial variability of qualitative and quantitative characteristics of Marandú grass pasture in topossequence in Tocantins

Antonio Clementino dos Santo^{2*}, Josevaldo Santos Lima², Leonardo Bernardes Taverny de Oliveira³, Sabino Pereira da Silva Neto³

Resumo: Objetivou-se com este trabalho avaliar a variabilidade espacial das características produtivas do pasto de *Brachiária brizantha* cv. Marandú em vertente, em função da fertilidade do solo. O experimento foi conduzido na fazenda da Escola de Medicina Veterinária e Zootecnia da Universidade Federal do Tocantins. Para a caracterização química do solo foi realizada amostragem em pontos da área onde a malha regular possui uma distância média de 2 m de um ponto a outro longitudinalmente e doze metros perpendicularmente, perfazendo um total de 160 pontos. A forrageira também foi coletada seguindo malha regular, porém, com distância média de quatro metros longitudinalmente e 12 m perpendicularmente, totalizando 80 amostras. As análises realizadas foram às seguintes: pH (CaCl_2); (matéria orgânica, fósforo disponível (P) e potássio trocável (K^+); cálcio trocável (Ca^{2+}), magnésio trocável (Mg^{2+}) e alumínio trocável (Al^{3+}). Os dados de forragem e de solo foram submetidos à estatística descritiva e a hipótese de normalidade dos dados que foi verificada pelo teste de Kolmogorov-Smirnov. A produção do pasto apresentou baixa dependência espacial, ajustando-se ao modelo esférico para todas as variáveis analisadas. Os coeficientes de variação foram moderados. A produção de forragem foi maior nas posições de topo e pedimento, em contrapartida os atributos químicos do solo, com exceção do pH, foram mais baixos nestas posições. Os atributos químicos do solo, também apresentaram baixa dependência espacial e, com exceção do pH, todos os atributos ajustaram-se ao modelo esférico.

Palavras-chaves: *Brachiaria brizantha*, geoestatística, fertilidade do solo.

Abstract: The objective of this study was evaluating the spatial variability of the productive characteristics of pasture of *Brachiaria brizantha* cv. Marandú in front, depending on soil fertility. The experiment was conducted at farm School of Veterinary Medicine and Animal Science the Federal University of Tocantins. For the chemical characterization of soil sampling was conducted in area of points where the regular grid has an average distance of 2 m from one point to another along and perpendicular twelve meters, a total 160 points. The fodder was also collected following regular grid, however, with an average distance of four meters and along 12 m perpendicular, totaling 80 samples. The analyzes were as follows: pH (CaCl_2); (Organic matter, available phosphorus (P) and exchangeable potassium (K^+), exchangeable calcium (Ca^{2+}), exchangeable magnesium (Mg^{2+}) and exchangeable aluminum (Al^{3+}). Data forage and soil were submitted to descriptive statistics and data normality hypothesis was verified using the Kolmogorov-Smirnov test. The production the pasture had low spatial dependence, setting the spherical model for all variables. The coefficients of variation were moderate. Forage production was higher in top positions and dismissal in return the soil chemical properties, except the pH, were lower in these positions. The soil chemical properties, also showed low spatial dependence and, with the exception of pH, all attributes set to spherical model.

Key words: *Brachiaria brizantha*, geostatistic, soil fertility

*Autor para correspondência

Recebido para publicação em 24/07/2015; aprovado em 14/09/2015

¹ Prof. Associado II UFT – Doutor, Bolsista de Produtividade em Pesquisa – CNPq - clementino@uft.edu.br

² Zootecnista, UFT, Araguaína-TO; (63) 2112 2120, josevaldo1989@hotmail.com.

³ Doutorado em Ciência Animal Tropical, UFT, tavernyzoot@yahoo.com.br, sabino.pereira@ifto.edu.br

INTRODUÇÃO

Vertentes podem aumentar substancialmente a variabilidade da fertilidade do solo em pequenas distâncias, dependendo da posição do relevo. O solo detém grande heterogeneidade, reflexo dos efeitos erosivos nas posições superiores e deposição nas posições inferiores em virtude da conformação íngreme do relevo (SANTOS; SALCEDO, 2010). Vertentes em ecótonos após a sucessão da floresta por pastagem ficam mais susceptíveis a transformações biogênicas do solo assim como perdas de nutrientes (SANTOS et al., 2009).

A desuniformidade da fertilidade é um indicativo de heterogeneidade peculiar das topossequências, resultado potencializado pela efetividade do deflúvio no declive, podendo apresentar grandes variações quanto ao tipo de solo, relevo, fertilidade, umidade, teor de matéria orgânica entre outros. Reis et al. (2009), estudando topossequência sob pastagem e avaliando três posições, observaram variações quanto ao tipo de solo, sendo que seus atributos também variaram entre as posições e entre as profundidades de amostragem.

A interação atributo do solo e declividade é que favorece do solo em topossequência podem aumentar ou não em pequenas distâncias a erosão acelerada do solo nas posições superiores e deposição nas posições inferiores (SANTOS et al., 2009). Em função disto, o conhecimento desta variação é de grande importância, para que as medidas de controle sejam tomadas de maneira correta através da aplicação de técnicas apropriadas de manejo e recuperação (FARIA et al., 2010).

A cobertura vegetal em solo sob topossequência pode variar em função das características físicas da área, que associada à variabilidade espacial dos atributos químicos, físicos e biológico do solo, pois essas áreas são mais sujeitas a perdas de solo e de nutrientes em função da erosão (SANTOS; SALCEDO, 2010). Com isso faz-se necessário o diagnóstico e planejamento nessas áreas, para garantir o estabelecimento e uniformidade do pasto, por meio de técnicas sustentáveis e confiáveis, garantindo assim, o máximo de cobertura vegetal, proporcionando a perenidade do sistema.

A variabilidade da fertilidade do solo reflete nas características morfofisiológicas de uma pastagem. Com desempenho mais elevado em alguns pontos (SILVA NETO et al., 2015) da área de pasto prejudicando a uniformidade e aproveitamento do dossel forrageiro, mesmo para pastagens formadas para capim *Brachiária*, gênero o qual permite que se admita mais erros de manejo. A análise espacial é ferramenta importante que pode ser utilizada com sucesso na agropecuária, pois permite avaliar e quantificar a variabilidade espacial dos atributos do solo, através da interpretação de seus resultados, além de poder correlacioná-los com a produtividade e valor nutricional da forrageira implantada sobre o mesmo.

Objetivou-se com este trabalho avaliar a variabilidade espacial das características produtivas do pasto de *Brachiaria brizantha* cv. Marandu em vertente, em função da fertilidade do solo.

MATERIAL E MÉTODOS

O experimento foi conduzido na fazenda da Escola de Medicina Veterinária e Zootecnia da Universidade Federal do Tocantins, Campus de Araguaína-To, localizada nas seguintes coordenadas geográficas: 07°06'15,0"S e 48°11'15,5" W, com altitude de 236 m. O clima da região é classificado de acordo com Köppen (1948) como Aw (quente e úmido), com chuvas de outubro a maio, e precipitação pluviométrica média anual de 1.800 mm e temperatura média anual de 28°C.

A área experimental é representativa para relevo em topossequência, com 16% de declividade (dividida em topo, ombro, meia encosta e pedimento). A área passou por preparo convencional. E adubada com cloreto de potássio na quantidade de 30 kg ha⁻¹ K₂O, Superfosfato simples na quantidade de 50 kg ha⁻¹ de P₂O₅. Em seguida efetuou-se o plantio a lanço da *Brachiaria brizantha* cv. Piatã, ação que foi baseada na taxa de semeadura de 2,8 kg ha⁻¹ com sementes puras viáveis.

Para melhor estabelecimento e garantir a formação da pastagem foram realizados tratos culturais como: roço do pasto a fim de controlar as plantas invasoras e replantio de locais expostos no solo onde ocorreu deficiente formação da pastagem. Os cortes de uniformização da pastagem foram realizados com intervalos de 30 dias, seguido de adubação nitrogenada com aplicação de 30 kg ha⁻¹ de N na forma de ureia.

Para a avaliação do experimento foi mensurado a produtividade da forrageira utilizada e os atributos químicos do solo. Para a caracterização química do solo foi realizada amostragem em pontos da área, onde a malha regular possui uma distância média de 2 m de um ponto a outro longitudinalmente e doze metros perpendicularmente, perfazendo um total de 160 pontos a uma profundidade de 0-20 cm.

A forrageira também foi coletada seguindo malha regular, porém, com distância média de 4 m longitudinalmente e 12 m perpendicularmente, totalizando 80 amostras. A malha foi regular em função da descrição ocular do terreno que supõe uma pequena dependência espacial entre os pontos. Os pontos de coletas tanto de solos como de forragem foram marcados de acordo com cada nível do relevo para posterior comparação de pontos entre posições.

A forrageira foi submetida a análises morfológicas como: densidade de perfilhos (m²) e Biomassa (massa seca kg ha⁻¹). Para quantificar o número de perfilhos, produção e composição morfológica da forragem em cada corte, por unidade experimental, foi utilizada uma área de 0,25 m². Após a contagem do número de perfilhos, o material forrageiro existente na área do quadrado foi cortado a 10 cm do solo, pesados e em seguida separados manualmente, em seus constituintes morfológicos [folha (lâminas foliares), colmos (colmo + bainha) e material morto], os quais foram pesados individualmente e levados para secagem em estufa de circulação e renovação de ar à temperatura de 65°C até peso constante. Com as amostras secas, realizaram-se os cálculos de produção e, os valores obtidos foram extrapolados para verificar a produtividade (kg ha⁻¹ massa seca) em toda área estudada.

Após coletadas, as amostras foram identificadas e condicionadas, para secagem, no laboratório de solos da

Escola de Medicina Veterinária e Zootecnia da Universidade Federal do Tocantins e em seguida realizou-se as análises químicas seguindo o manual de análises químicas de solos, plantas e fertilizantes da Embrapa (1999). As análises realizadas foram às seguintes: pH (CaCl₂); matéria orgânica (M.O.) por oxidação via úmida com solução de dicromato de potássio e titulação com sulfato ferroso; fósforo disponível (P) e potássio trocável (K⁺), extraído em solução Mehlich 1; cálcio trocável (Ca²⁺), magnésio trocável (Mg²⁺) e alumínio trocável (Al³⁺) em extração com KCl 1 mol L⁻¹.

Os dados de forragem e de solo foram submetidos à estatística descritiva, calculando-se média, mediana, coeficiente de variação, coeficiente de curtose, coeficiente de assimetria e hipótese de normalidade dos dados que foi verificada pelo teste de Kolmogorov-Smirnov.

Para verificar e quantificar a dependência espacial utilizou-se a geoestatística, por meio do cálculo da semivariância, utilizando-se o software GS+ e o software SURFER para confecção dos mapas de isolinhas.

O padrão de dependência espacial foi caracterizado por meio da análise geoestatística (VIEIRA, 2000), utilizando o software GS+, através da equação abaixo:

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

Sendo, N (h) o número de pares de valores experimentais medidos em [Z(x_i), Z(x_i + h)], separados pelo vetor h. No presente estudo, os valores de Z foram os atributos químicos do solo avaliados, enquanto os valores de x_i e x_i + h foram definidos de acordo com a localização geográfica das amostras realizadas no campo. A dependência espacial será calculada por meio do coeficiente do efeito pepita (CEP), definida como a razão entre o efeito pepita e o patamar (Co/C+Co). Se o CEP ≤ 0,25 a amostra apresenta alta

dependência espacial; se 0,25 ≤ CEP ≤ 0,75 moderada dependência espacial e se CEP ≥ 0,75 a amostra tem baixa dependência espacial (CAMBARDELLA et al., 1994).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

De acordo com a análise descritiva dos dados de produção da *Brachiaria brizantha* cv. Piatã e dos atributos químicos do solo pôde-se verificar as variações e, classificá-las de acordo com os seus coeficientes.

A produtividade (kg ha⁻¹ de massa seca) e o número de perfilhos (m⁻²) da forrageira estudada (Tabela 1) apresentaram coeficientes de variação com valores moderados, tanto no primeiro ciclo com 21,38% para produtividade e 19,51% para o número de perfilhos, como no segundo com 22,13% para produtividade e 20,45% para o número de perfilhos. A produtividade foi maior no primeiro ciclo com média de 3.454,1 kg ha⁻¹, os valores de máxima e mínima foram de 5.187 e 1.576,8, respectivamente. Os valores encontrados no segundo ciclo são parecidos com os do primeiro com média de 3.391,7 kg ha⁻¹, tendo decréscimo de menos de 2% na produção e, máxima e mínima foram de 5.215,65 e 1.450,6 respectivamente.

O número de perfilhos é uma variável importante e tem relação direta com a produtividade da forrageira e, é dependente de vários fatores, que podem ser ambientais, nutricionais, disponibilidade de luz, corte, entre outros (SANTOS et al., 2014). Neste experimento, os números de perfilhos se apresentaram com valores médios de 528 e 496 no primeiro e segundo ciclo respectivamente. Para esta variável, apesar dos valores serem próximos, o primeiro ciclo também foi superior ao segundo.

Tabela 1 – Valores da estatística descritiva das variáveis: produtividade (massa seca) e número de perfilhos m⁻² do capim *Brachiaria brizantha* em toposequência.

Variáveis	Ciclo	Máx.	Mín.	Média	Md.	C.	As.	CV%	d.
Massa Seca (kg ha ⁻¹)	1º	5187	1576,8	3454,1	3564,9	0,012	-0,175	21,38	0,11 ns
	2º	5215,65	1450,6	3391,7	3493,6	0,020	-0,083	22,13	0,08
Nº de Perfilhos (m ²)	1º	528	196	331,8	324	1,164	0,739	19,51	0,12 ns
	2º	496	164	324,5	320	0,326	0,462	20,45	0,07

(Max.) máxima; (Mín.) mínima; média; (Md) mediana; (C) coeficiente de curtose; (As) coeficiente de assimetria; (CV%) coeficiente de variação; (d) estatística do teste de kolmogorov-smirnov; (ns) não significativo a 5% de probabilidade.

Como se observa nos dois ciclos, as variáveis estudadas na forrageira não se ajustaram a distribuição normal, apesar dos coeficientes de assimetria e curtose serem próximos de zero. Os dois ciclos apresentaram o grau de curtose alongado e distribuição assimétrica, sendo negativa no primeiro e positiva no segundo. Em relação ao teste de normalidade, verificado pelo teste de Kolmogorov-Smirnov, apenas as variáveis do primeiro ciclo indicaram distribuição normal a 5% de probabilidade.

Dos atributos químicos do solo estudados a maioria não apresentou distribuição normal (Tabela 2). De acordo com a análise dos coeficientes de variação, classificados por Warrick e Nielsen (1980) como baixo (CV < 12%), médio (CV >12% < 62%) e alto (CV > 62%) a maioria dos atributos apresentaram grau de variação médio, sendo elas Ca⁺², Mg⁺², H+Al⁺³, M.O, Soma de base (S) e V. Os valores de pH e os

teores de P foram os únicos que apresentaram coeficientes de variação baixo com os seguintes valores 4,19 e 8,77 respectivamente. Os teores de K⁺ e Al⁺³ apresentaram coeficientes de variação altos, tendo o alumínio ultrapassado os 100%. Cavalcante et al., (2007), ao estudar a variabilidade dos atributos químicos do solo sob diferentes manejos encontrou resultados semelhantes, principalmente, em solos sob pastagem.

Quanto ao grau de simetria observou-se que todos os atributos do solo, com exceção da M.O, pH e V que apresentaram valores de média e mediana semelhantes e coeficientes de simetria próximo de zero, são assimétricos positivos. pH, M.O e V% também foram os únicos atributos que foram significativo pelo teste de normalidade, avaliado pelo teste de Kolmogorov Smirnov a 5% de probabilidade.

Os valores de máximos e mínimos (Tabela. 2) apresentaram grande amplitude para alguns atributos, mostrando que em determinados pontos de estudo, alguns atributos estão com teores abaixo do recomendado para uma produção adequada de forragem, enquanto para outros, seus valores são considerados altos por causa de sua toxidez.

Tabela 2 – Análise química de solos sob pastagem em topossequência: Ca⁺² (Cálcio), Mg⁺² (Magnésio), K⁺ (Potássio), H+Al⁺³ (Hidrogênio + Alumínio), pH (CaCl₂), P (Fósforo), M.O (Matéria orgânica (g kg⁻¹), S (Soma de bases), CTC (Capacidade de troca de cátions) e V% (Saturação por bases).

Variáveis	Máx.	Mín.	Mé.	Md.	C.	As.	CV%	d
Ca ⁺² (cmol _c dm ³)	7,93	1,01	3,13	2,98	2,877	1,258	37,91	0,10 ^{ns}
Mg ⁺² (cmol _c dm ³)	7,23	0,61	2,21	1,96	1,787	1,079	50,66	0,11 ^{ns}
K ⁺ (cmol _c dm ³)	0,93	0,02	0,15	0,09	7,914	2,223	87,12	0,19 ^{ns}
H+Al ⁺³ (cmol _c dm ³)	14,09	2,80	5,90	5,27	2,790	1,615	34,75	0,18 ^{ns}
pH (CaCl ₂)	5,24	4,05	4,42	4,44	1,330	0,576	4,19	0,06
P (mg dm ³)	1,13	0,69	0,90	0,88	0,914	0,871	8,77	0,11 ^{ns}
M.O (g kg ⁻¹)	12,78	3,54	7,84	7,73	-0,257	0,286	25,37	0,05
S (cmol _c dm ³)	12,74	2,01	5,50	5,13	1,377	1,065	38,08	0,10 ^{ns}
CTC (cmol _c dm ³)	21,20	6,27	11,40	10,62	-0,192	0,785	29,62	0,12 ^{ns}
V (%)	74,69	25,39	47,86	47,80	0,205	0,189	19,06	0,04

(Max.) máxima; (Min.) Mínima; (Mé) média; (Md) mediana; (C) coeficiente de curtose; (As) coeficiente de assimetria; (CV%) coeficiente de variação; (d) estatística do teste de kolmogorov-smirnov; (ns) não significativo a 5% de probabilidade.

Tabela 3 – Modelos e parâmetros estimados aos semivariogramas experimentais para a produção da pastagem e número de perfilhos ao longo de uma topossequência.

Variáveis	Ciclo	Modelo	(Co)	(Co+C)	Alcance	C/(Co+C)	R ²
Massa Seca (kg ha ⁻¹)	1	Esférico	11000	677000	71	0,848	0,99
	2	Esférico	100000	87330	82,1	0,895	0,98
Nº de Perfilhos (m ²)	1	Esférico	1110	6110	93,8	0,818	0,88
	2	Esférico	945	6456	82	0,854	0,85

(Co): efeito pepita, Co+C: patamar, C/(Co+C): coeficiente do efeito pepita.

Tabela 4 – Modelos e parâmetros estimados aos semivariogramas para as características químicas do solo em uma topossequência na profundidade 0-20 cm. Ca⁺² (Cálcio), Mg⁺² (Magnésio), k⁺ (Potássio), H+Al⁺³ (Hidrogênio + Alumínio), pH, P (Fósforo), C (Carbono), M.O (Matéria orgânica, S (Soma de bases), CTC (Capacidade de troca de cátions) e V% (Saturação por bases).

Atributos químicos	Modelo	(Co)	(Co+C)	Alcance	C/(Co+C)	R ²
Ca ⁺² (cmol _c dm ³)	Exponencial	0,820	3,60	110,00	0,772	0,99
Mg ⁺² (cmol _c dm ³)	Esférico	0,100	2,50	84,00	0,960	0,99
K ⁺ (cmol _c dm ³)	Esférico	0,002	0,09	250,9	0,997	0,99
H+Al ⁺³ (cmol _c dm ³)	Esférico	1,450	8,80	105,5	0,835	0,98
pH (CaCl ₂)	Esférico	0,020	0,14	399,0	0,857	0,84
P (mg dm ³)	Esférico	0,001	0,02	149,0	0,950	0,98
C (cmol _c dm ³)	Esférico	0,219	1,62	28,60	0,865	0,88
M.O (g kg ⁻¹)	Esférico	0,620	4,81	28,80	0,871	0,88
S (cmol _c dm ³)	Esférico	1,170	7,36	76,30	0,841	0,99
CTC (cmol _c dm ³)	Esférico	0,020	20,0	73,60	0,999	0,98
V (%)	Esférico	60,00	180	192,0	0,667	0,92

(Co): efeito pepita, Co+C: patamar, C/(Co+C): coeficiente do efeito pepita.

De acordo a análise geoestatística todos os atributos do solo, com exceção da V, apresentaram baixa dependência espacial (Tabela 4). A V% foi o único atributo do solo que apresentou moderada dependência espacial. A baixa

dependência espacial pode ser atribuída à semelhança entre os dados e, que pode ter ocorrido, principalmente, pela proximidade dos locais de coleta, diminuindo a variabilidade.

Os valores de máxima para Ca^{+2} , Mg^{+2} e K^{+} situam-se dentro de um limiar aceitável para determinar a normalidade, ou seja não há substancial alongamento da calda da distribuição. Outro fator decisivo para determinação da V são os teores de H+Al, pois contribuem de forma negativa quando são encontrados em quantidades elevadas. Além disso, o H +Al (acidez potencial), por si só não prejudica o crescimento das plantas, pois esse H é aquele preso por ligações covalentes, não disponíveis para troca e esse Al é praticamente inexistente quando se eleva o pH a 7 (condição para se determinar o H+Al). A acidez potencial indica o quanto da CTC estão ocupadas por cátions ácidos, reduzindo a retenção das bases (EMBRAPA, 1997).

Os dados de produção da pastagem e dos atributos químicos do solo foram, também, submetidos à análise geoestatística. Com os resultados encontrados foi possível classificar a dependência espacial, por meio do coeficiente de efeito pepita $C/(C+0)$ e, verificar qual modelo teórico os dados se ajustaram.

A produtividade da pastagem e o número de perfilhos (Tabela 3), de acordo com os critérios utilizados por Cambardella et al. (1994), apresentou baixo grau de dependência espacial nos dois ciclos produtivos.

O alcance denota o limite de dependência espacial das variáveis (SILVA NETO et al., 2012). Os valores de alcance foram próximos para todas as variáveis em ambos os ciclos de avaliação.

Em relação aos modelos teóricos, estimados para os semivariogramas experimentais, todos se adaptaram ao modelo esférico. O modelo esférico é um dos modelos mais utilizados, em análise geoestatística e, o mesmo equivale à função de distribuição normal da estatística clássica.

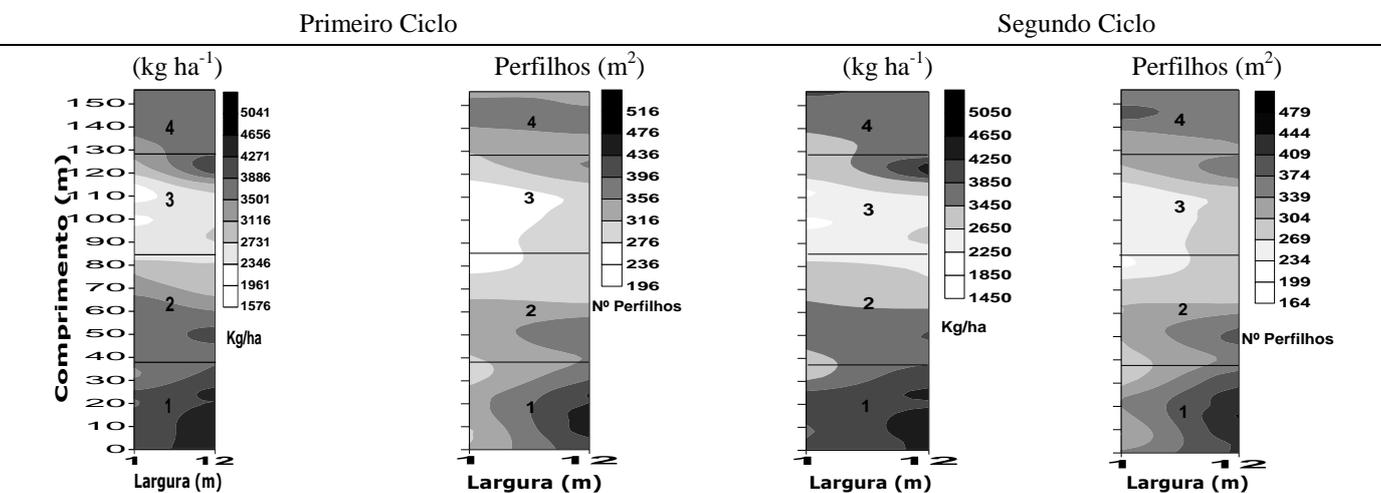
O maior alcance foi para o pH com 399 m, enquanto os menores valores foram encontrados para carbono (C) e matéria orgânica (M.O) com 28,6 e 28,8 m, respectivamente.

Os modelos ajustados para os atributos do solo foram semelhantes aos encontrados na pastagem, o Ca^{+2} foi único que não se ajustou ao modelo esférico, ajustando-se ao modelo exponencial.

A distribuição espacial das variáveis estudadas na pastagem e dos atributos químicos do solo pode ser verificada, através dos mapas de isolinhas em todas as posições da topossequência.

Para pastagem, de acordo com os mapas (Figura 1) pode ser verificado que as maiores produtividades foram encontradas nas posições de topo (1) e pedimento (4). Esses resultados podem ter influência da distribuição dos nutrientes do solo ao longo da topossequência, que também não apresentaram distribuição homogênea (Figura 2), além de outros efeitos como erosão que pode ocorrer de maneira mais acentuada nas encostas comprometendo, principalmente, os teores de matéria orgânica que são depositados nas porções mais baixas do relevo (SILVA et al., 2007).

Figura 1 - Distribuição espacial da produção de forragem (kg ha^{-1}) e número de perfilhos (m^2) ao longo da topossequência. 1 (Topo), 2 (Ombro), 3 (Meia Encosta) e 4 (Pedimento).



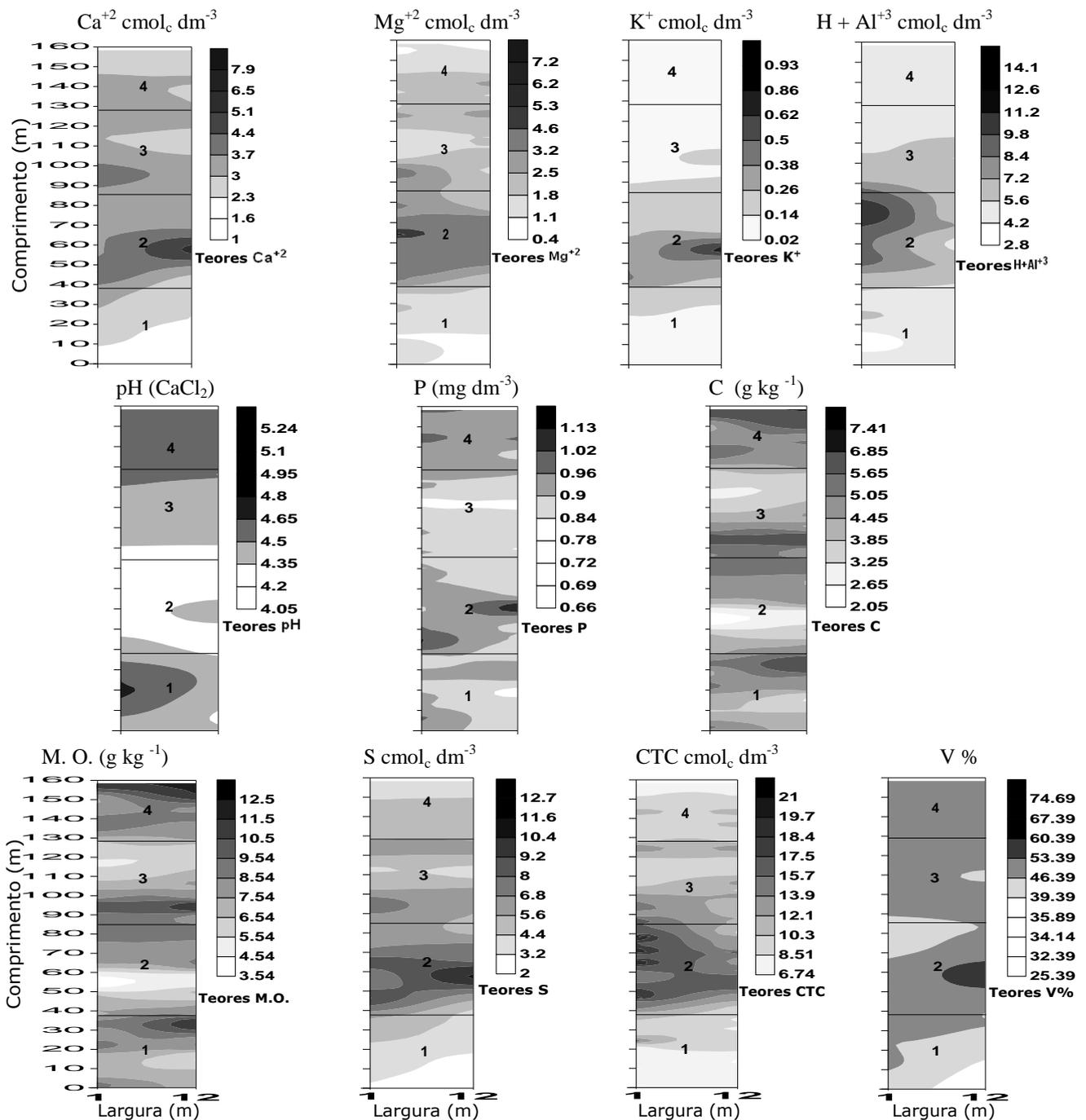
De maneira geral, os valores encontrados para produção de forragem foram baixos, em virtude que a forrageira utilizada, a *Brachiaria brizantha* cv. Piatã tem potencial produtivo para produzir até 12 t ha⁻¹ (EMBRAPA, 2010).

Os atributos químicos do solo (Figura 2) distribuem-se de maneira localizada, com concentrações mais elevadas em algumas posições. Os teores de Ca^{+2} , Mg^{+2} , K^{+} , H+Al⁺³,

Al⁺³, S e CTC são encontrados em menores quantidades nas posições de topo e pedimento.

Diferentemente dos outros atributos, o pH apresentou-se com concentrações mais elevadas nas posições de topo e pedimento. Os teores de M.O e C distribuem-se de mais homogênea ao longo da topossequência com teores mais elevados na porção final do pedimento.

Figura 2 - Distribuição espacial dos atributos químicos do solo: Ca^{+2} , Mg^{+2} , K^{+} , $\text{H}+\text{Al}^{+3}$, Al^{+3} , pH, P, C, M.O, S, CTC e V%, ao longo da topossequência. 1 (Topo), 2 (Ombro), 3 (Meia Encosta) e 4 (Pedimento).



Os teores de P foram baixos em todas as posições do relevo. Resultados semelhantes foram encontrados por Faria et al., (2010) estudando topossequência sob pastagem, sugerindo que esse nutriente deve ser sempre reposto via adubação, principalmente, por causa da retirada do mesmo pela cultura.

Os valores baixos para os atributos químicos do solo nas posições que houve maior produção de forragem (Figura 2) podem ser resultados da retirada desses elementos pela cultura, o pH mais elevado nestas posições, ou até mesmo, outros fatores como os atributos físicos que não foram quantificados neste trabalho. Outro fator que pode ter contribuído foi teor de $\text{H}+\text{Al}^{+3}$, que são encontrados em maiores quantidade na região de ombro, limitando a produção

devido a sua toxidez, além de contribuir negativamente com a diminuição da V% nesta posição.

CONCLUSÕES

A produção do pasto apresentou baixa dependência espacial, ajustando-se ao modelo esférico para todas as variáveis analisadas. Os coeficientes de variação foram moderados.

A produção de forragem foi maior nas posições de topo e pedimento. Os atributos químicos do solo, também apresentaram baixa dependência espacial e, com exceção do pH, todos os atributos ajustaram-se ao modelo esférico.

AGRADECIMENTOS

Ao Edital: 047/2012 Pró-Amazônia: biodiversidade e sustentabilidade/ CAPES. Ao Programa de Apoio a Núcleos de excelência/PRONEX/SECT/CNPq. Estes projetos financiaram à pesquisa. Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e tecnológico (CNPq) pela Bolsa de Produtividade em pesquisa.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AMORIN, R. S.; SILVA, D.; PRUSKI, F.; MATOS, A. Influência da declividade do solo e da energia cinética de chuvas simuladas no processo de erosão entre sulcos. Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental, v.5, p.124-130, 2001.
- CAMBARDELLA, C. A.; MOORNAM, 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 of American Journal, v.58, p.1501-1511, 1994.
- EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa em Solos. Considerações gerais sobre a toxicidade do alumínio nas plantas. Ed. Técnico - Pedro Luiz Oliveira de Almeida Machado, Rio de Janeiro - EMBRAPA-CNPq. 1997, 22p.
- EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa em Solos. Manual de análises químicas de solo, plantas e fertilizantes. Brasília DF, 1999. 370p.
- EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa em Solos. Manual de métodos de análise de solo, 2 ed. ver. Atual- Rio de Janeiro, RJ, 1997, 212p.
- EMBRAPA. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Brachiaria brizantha cv. Piatã: Gramínea Recomendada para Solos Bem-drenados do Acre. Rio branco - AC Junho, 2010.
- FARIA, A.G.; SANTOS, A. C.; SANTOS, T.M.; FILHO, F.B. Influência do manejo do solo nas propriedades químicas e físicas em topossequência na bacia do rio Araguaia, estado do Tocantins. Revista Brasileira de Ciência do Solo, v.34, p. 517-524, 2010.
- REIS, M. S.; FERNANDES, A. R.; GRIMALDI, C.; DESJARDINS, T.; GRIMALDI, M. Características químicas dos solos de uma topossequência sob pastagem em uma frente pioneira da Amazônia oriental. Revista Ciências Agrárias, v.52, p.37- 47, 2009.
- SANTOS, A. C.; SALCEDO, I. H. Relevo e fertilidade do solo em diferentes estratos da cobertura vegetal na bacia hidrográfica da represa Vaca Brava, Areia, PB. Rev. Árvore., v.34, n.2, p.277-285, 2010.
- SANTOS, A. C.; SALCEDO, I. H.; CANDEIAS, A. L. B.; GALVÃO, S. R. S. Influência do uso e posição do relevo na fertilidade de solos nas áreas de encosta. Pesquisa Agropecuária Tropical (UFG), v. 39, p. 31-37, 2009.
- SANTOS, P. M.; SANTOS, A. C. ; SILVA, J. E. C. ; SILVA NETO, S. P. ; ALEXANDRINO, E. . Atributos morfogenéticos de pastos de capim-mombaça adubados com resíduo de laticínio. Revista Caatinga, v. 27, p. 221-231, 2014
- SILVA NETO, S. P.; SANTOS, A. C ; LEITE, R. L. L. ; DIM, V.P. ; NEVES NETO, D. N. ; CRUZ, R. S. . Dependência espacial em levantamentos do estoque de carbono em áreas de pastagens de Brachiaria brizantha cv. Marandu. Acta Amazonica, v. 42, p. 547-556, 2012.
- SILVA NETO, S. P.; SANTOS, A. C.; LEITE, R. L. L.; ALEXANDRINO, E.; NEIVA, J. N. M.; SANTOS, J. G. D.; SILVA, J. E. C.. Spatial variation and area definition of nutrient extraction by Marandu grass biomass. Semina. Ciências Agrárias, v. 36, p. 3383-3398, 2015.
- SILVA, A.C.; TORRADO, P.V.; PEREZ, M. G.; MARTIN NETO, L.; VASQUEZ, F.M. Relações entre matéria orgânica do Solo e declividade de vertentes em Topossequência de latossolos do Sul de minas gerais. Revista Brasileira Ciência do Solo, v.31, p.1059-1068, 2007.
- VIEIRA, S.R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R. F.; ALVAREZ V. V. H.; SCHAEFER, C. E. G. R. (eds.) Tópicos em Ciência do Solo. Sociedade Brasileira da Ciência do Solo .Viçosa, Brasil, 2000.1-54p.