



UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DO SEMI-ÁRIDO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM MANEJO DE SOLO E ÁGUA

MONALISA DE LIMA MARTINS

**VARIABILIDADE ESPACIAL DA PRODUTIVIDADE DO FEIJÃO-CAUPI, DE
ATRIBUTOS QUÍMICOS E DA RESISTÊNCIA DO SOLO À PENETRAÇÃO**

MOSSORÓ – RN

JULHO DE 2017

MONALISA DE LIMA MARTINS

**VARIABILIDADE ESPACIAL DA PRODUTIVIDADE DO FEIJÃO-CAUPI, DE
ATRIBUTOS QUÍMICOS E DA RESISTÊNCIA DO SOLO À PENETRAÇÃO**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Manejo de Solo e Água da Universidade Federal Rural do Semi-Árido (UFERSA), como parte dos requisitos para a obtenção do Título de “Mestre em Manejo de Solo e Água”.

Orientador: Prof. D. Sc. Neyton de Oliveira
Miranda - UFERSA

MOSSORÓ – RN

2017

©Todos os direitos estão reservados à Universidade Federal Rural do Semi-Árido. O conteúdo desta obra é de inteira responsabilidade do (a) autor (a), sendo o mesmo, passível de sanções administrativas ou penais, caso sejam infringidas as leis que regulamentam a Propriedade Intelectual, respectivamente, Patentes: Lei nº 9.279/1996, e Direitos Autorais: Lei nº 9.610/1998. O conteúdo desta obra tornar-se-á de domínio público após a data de defesa e homologação da sua respectiva ata, exceto as pesquisas que estejam vinculadas ao processo de patenteamento. Esta investigação será base literária para novas pesquisas, desde que a obra e seu (a) respectivo (a) autor (a) seja devidamente citado e mencionado os seus créditos bibliográficos.

Ficha catalográfica elaborada pelo Sistema de Bibliotecas
da Universidade Federal Rural do Semi-Árido, com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

M382v Martins, Monalisa de Lima.
VARIABILIDADE ESPACIAL DA PRODUTIVIDADE
DO FEIJÃO-CAUPI, DE ATRIBUTOS QUÍMICOS E
DA RESISTÊNCIA DO SOLO À PENETRAÇÃO / Monalisa
de
Lima Martins. – 2017.
56 f. ; il.

Orientador: Neyton de Oliveira Miranda.
Coorientadora: Lindomar Maria da Silveira.
Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal
Rural do Semi-árido, Programa de Pós-graduação em
Manejo de Solo e Água, 2017.

O serviço de Geração Automática de Ficha Catalográfica para Trabalhos de Conclusão de Curso (TCC's) foi desenvolvido pelo Instituto de Ciências Matemáticas e de Computação da Universidade de São Paulo (USP) e gentilmente cedido para o Sistema de Bibliotecas da Universidade Federal Rural do Semi-Árido (SISBI-UFERSA), sendo customizado pela Superintendência de Tecnologia da Informação e Comunicação (SUTIC) sob orientação dos bibliotecários da instituição para ser adaptado às necessidades dos alunos dos Cursos de Graduação e Programas de Pós-Graduação da Universidade.

MONALISA DE LIMA MARTINS

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Manejo de Solo e Água da Universidade Federal Rural do Semi-Árido (UFERSA), como parte dos requisitos para a obtenção do Título de “Mestre em Manejo de Solo E Água”.

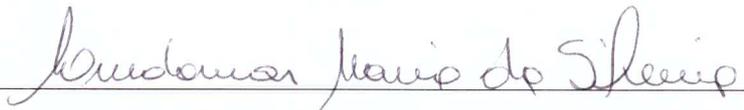
APROVADA EM: 07/07/2017.

BANCA EXAMINADORA



Prof. D. Sc. Neyton de Oliveira Miranda (UFERSA)

Orientador



Prof^ª. D. Sc. Lindomar Maria da Silveira (UFERSA)

Examinadora



Prof. D. Sc. Francisco Xavier de Oliveira Filho (UFERSA)

Examinador



D. Sc. Raniere Barbosa de Lira (COOPERVIDA - Cooperativa de Assessoria e Serviços

Múltiplos ao Desenvolvimento Rural)

Examinador

“Aos meus pais, Gilvanildo Pereira Martins e Maria de Fátima de Lima Martins, pela confiança, apoio, orientação e amor, especialmente nas horas que mais precisei. Ao meu avô, Joaquim Mulato, pela convivência, ensinamento e histórias sobre a vida no campo. A minha irmã, Monique de Lima Martins Araújo, por todo carinho e apoio ofertados.”

AGRADECIMENTOS

A Deus pelo dom da vida, pela graça em abundância, pelo amor sem medidas, pelas oportunidades que me trouxeram até aqui e por iluminar meu caminho com sua luz, graças dou.

A UFRSA pelo Programa de Pós-Graduação em Manejo de Solo e Água e pelo empenho em formar profissionais engajados na luta pelo bem a natureza e ao próximo.

A CAPES pela concessão da bolsa de pesquisa, em nível de mestrado, durante o curso de pós-graduação.

A família pelo apoio em todos os momentos. Em especial aos meus pais, Gilvanildo Pereira Martins e Maria de Fátima Andrade de Lima, que acreditaram em minha capacidade. Grata pelos conselhos que firmaram meus pés.

Ao melhor amigo e companheiro Antunes Ramon Martins Henrique pelo auxílio nos trabalhos de campo e laboratório e, sobretudo pela compreensão fornecida em minha caminhada.

Ao Prof. D. Sc. Neyton de Oliveira Miranda pela orientação, oportunidade, liberdade de expressar ideias, simplicidade, aprendizagem e profissionalismo.

Aos professores D. Sc. Lindomar Maria da Silveira, Prof. D. Sc. Francisco Xavier de Oliveira Filho e ao D. Sc. Raniere Barbosa de Lira por aceitarem participar da banca examinadora desta dissertação.

Aos técnicos do laboratório do departamento de Ciência do solo da UFRSA que me ensinaram com paciência e dedicação.

Aos COLABORADORES Levi, Jorgiana e todos que contribuíram nos trabalhos de campo e de laboratório.

GRATA !

RESUMO

O Brasil é um dos maiores produtores mundiais de feijão-caupi, que é uma cultura de grande importância para a região Nordeste do Brasil. A maior oferta do produto e o crescimento do mercado de proteína de baixo custo têm se refletido no aumento das exportações. Apesar de seu destaque na alimentação da população rural e urbana do Semiárido nordestino, sua produção atual não supre à demanda devido à baixa produtividade. O objetivo desta pesquisa foi determinar se, além do efeito dos genótipos testados, o efeito da variabilidade de atributos químicos e físicos do solo também influencia a produtividade do feijão-caupi. O trabalho foi realizado no ano de 2016 em área experimental cultivada com feijão-caupi na Horta Didática da Universidade Federal Rural do Semi-Árido, em Mossoró, RN. Nesta área foram plantados 22 genótipos de feijão-caupi fornecidos pela EMBRAPA Meio Norte, irrigados por gotejamento. As parcelas foram referenciadas segundo coordenadas cartesianas para fins de amostragem, análises espaciais e mapeamento. Elas eram constituídas por quatro linhas de 5,00 m de comprimento espaçadas entre elas de 0,80 m e de 0,25 m entre covas, cada uma com duas plantas. A colheita dos grãos e vagens verdes foi efetuada nas duas linhas centrais da parcela e as colheitas de grãos e vagens secas ocorreram nas duas linhas de bordadura de cada parcela. Após a colheita foram realizadas as coletas de solo para análises físicas e químicas. As características físicas determinadas foram textura e resistência à penetração do solo, para a qual foi utilizado um penetrômetro automatizado. As características químicas determinadas foram pH do solo, condutividade elétrica e teores de matéria orgânica, P, K⁺, Na⁺, Ca²⁺ e Mg²⁺. Os dados das variáveis de solo e de produtividade do feijão-caupi foram submetidos à estatística descritiva e a análise de correlação como forma de identificar relações de causa e efeito entre elas. A existência de dependência espacial das variáveis estudadas e o alcance desta dependência foram identificados por meio do ajuste de semivariogramas. Para as variáveis que apresentaram dependência espacial foram elaboradas figuras de isovalores. As variáveis de produção do feijão caupi foram influenciadas pela resistência do solo à penetração, pelo pH do solo e pelos teores de fósforo, sódio e areia fina. A existência de correlação entre os valores das amostras vizinhas, ou dependência espacial, contraria os pressupostos dos delineamentos experimentais clássicos, que utilizam a análise da variância. Foi observada dependência espacial das variáveis de produtividade do feijão-caupi analisadas (vagens e grãos verdes e secos) e de atributos físicos (Resistência do Solo à Penetração de 0-10, 30-40 cm, resistência máxima e teor de areia fina) e químicos (pH do solo, teor de fósforo do solo e teor de sódio do solo).

Palavras-chave: *Vigna unguiculata*; compactação do solo; dependência espacial.

ABSTRACT

Brazil is one of the largest global producers of cowpea, a crop of great importance for the Northeastern region of Brazil. The greater supply of the product and the growth in the market of low cost protein has reflected in increasing exports. Despite its prominence in the diet of rural and urban population of the northeastern Semi-arid region, its current production does not supply the demand due to its low yield. The objective of this research was to determine if, besides the effect of the tested genotypes, the effect of the variability of chemical and physical attributes of the soil also influences the cowpea yield. The work was carried out in 2016 in an experimental area cultivated with cowpea in the Vegetable Garden of the Federal Rural University of the Semi-Arid, in Mossoró, RN. Twenty-two cowpea genotypes provided by the Mid-North Research Center of EMBRAPA were planted in the area, irrigated by drip irrigation. The plots were referenced according to Cartesian coordinates for the purpose of sampling, spatial analysis and mapping. They consisted of four rows of 5.00 m in length, spaced 0.80 m between them and 0.25 m between pits, with two plants per pit. Green grains and pods were harvested in the two central lines of the plot, while dry grains and pods were harvested in the two border lines of each plot. After harvests the soil was sampled for physical and chemical analyzes. The physical characteristics determined were soil texture and penetration resistance, for which an automated penetrometer was used. The soil chemical characteristics determined were pH, electrical conductivity and contents of organic matter, P, K⁺, Na⁺, Ca²⁺ and Mg²⁺. Data on soil variables and cowpea productivity were subjected to descriptive statistics and correlation analysis as a way of identifying causal relationships between them. The existence of spatial dependence of the variables studied and the extent of this dependence were identified through the fitting of semivariograms. Contour figures were elaborated for the variables that presented spatial dependence. Cowpea production variables were influenced by soil penetration resistance, soil pH, and contents of phosphorus, sodium and fine sand. The existence of correlation between the values of the neighboring samples (spatial dependence) is contrary to the assumptions of the classic experimental designs, which use the analysis of variance. Spatial dependence was verified for cowpea productivity variables (green and dry pods and grains), soil physical attributes (penetration resistance of 0-10, 30-40 cm, maximum resistance and fine sand content) and soil chemical attributes (soil pH, soil phosphorus content and soil sodium content).

Key words: *Vigna unguiculata*; Soil compaction; Spatial dependence.

LISTA DE TABELAS

- Tabela 1** - Dados pluviométricos de Mossoró-RN, nos meses de janeiro a maio de 2016.....21
- Tabela 2** - Genótipos de feijão-caupi avaliados na horta didática da UFERSA. Mossoró-RN, 2016.22
- Tabela 3** - Estatística descritiva de variáveis de produção do feijão-caupi e atributos químicos e físicos do solo.29
- Tabela 4** - Coeficientes de correlação entre variáveis de resistência do solo à penetração e de umidade do solo nas diferentes profundidades amostradas.34
- Tabela 5** - Coeficientes de correlação entre variáveis de produtividade do feijão-caupi e atributos químicos e físicos do solo.34
- Tabela 6** - Parâmetros dos modelos ajustados aos semivariogramas e da validação cruzada de variáveis de produtividade do feijão-caupi e atributos físicos e químicos do solo.....38
- Tabela 7** - Parâmetros dos modelos ajustados aos semivariogramas cruzados de variáveis de produtividade do feijão-caupi com variáveis a elas correlacionadas.40

LISTA DE FIGURAS

- Figura 1** - Representação gráfica de semivariogramas experimentais (pontos) e de três modelos teóricos ajustados (linhas coloridas).19
- Figura 2** - Localização da Horta Didática do Departamento de Ciências Vegetais da Universidade Federal Rural do Semi-Árido – UFERSA (2016).21
- Figura 3** - Croqui da área experimental de feijão-caupi na Horta Didática da UFERSA, contendo as dimensões das parcelas e suas coordenadas cartesianas (x, y).23
- Figura 4** - Penetrômetro de cone SoloTrack da Falker usado para medição da resistência do solo à penetração.....24
- Figura 5** - Sonda de capacitância PR2/4 (Delta-T Devices) usada para determinação da umidade do solo.25
- Figura 6** – Figuras de isovalores da produtividade de vagens e de grãos de feijão-caupi na área do experimento.....42
- Figura 7** – Figuras de isovalores da resistência do solo à penetração nas camadas 0-10 cm e 30-40 cm e da resistência máxima na área cultivada com feijão-caupi.....43
- Figura 8** – Figuras de isovalores do pH do solo e dos teores de areia fina, fósforo e sódio em área cultivada com feijão-caupi.44

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	10
2. OBJETIVOS	13
2.1 Geral	13
2.2 Específicos	13
3. REVISÃO DE LITERATURA	14
3.1 Limitações à produção de Feijão-Caupi	14
3.2 Resistência do solo à penetração	15
3.3 A geoestatística em estudos de variabilidade espacial	17
4. MATERIAIS E MÉTODOS	21
5. RESULTADOS E DISCUSSÃO	29
5.1 Estatística descritiva	29
5.2 Níveis das variáveis estudadas	31
5.3 Correlações entre variáveis de produtividade e atributos do solo	33
5.4 Análise da dependência espacial	37
5.5 Semivariogramas cruzados	39
5.6 Mapas de isovalores	41
6. CONCLUSÕES	46
REFERÊNCIAS	47

1. INTRODUÇÃO

O feijão-caupi (*Vigna unguiculata* (L.) Walp.) é uma das fontes alimentares mais importantes e estratégicas para as regiões tropicais e subtropicais do planeta, sendo componente alimentar básico de suas populações, além de desempenhar papel importante quanto à geração de emprego e renda. Nas regiões Norte e Nordeste do Brasil, onde predomina sua produção, a cultura tem grande importância social e alimentar para as populações rurais e urbanas, inclusive as de menor poder aquisitivo, por ser rica em minerais, fibras, proteínas e aminoácidos essenciais (Freire Filho, 2011; Santos et al., 2014; Torres et al., 2015; Silva et al., 2016).

A maior produção de feijão-caupi no Brasil ocorre em primeira e segunda safra nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste. A cultura tem se expandido para as regiões de cerrado, no período de safrinha, principalmente por ser precoce e ser mais tolerante ao déficit hídrico do que culturas como milho e soja. O custo baixo e a perspectiva de boa produtividade são grande atrativo para o cultivo desta leguminosa (Silva et al., 2016). Além disso, por sua rusticidade e capacidade de desenvolver-se em solos de baixa fertilidade, é utilizado como adubo verde na recuperação de solos naturalmente pobres em fertilidade ou esgotados pelo uso intensivo (Oliveira & Carvalho, 1988).

O cultivo do feijão-caupi, nestas regiões, é feito por empresários e agricultores familiares (Freire Filho, 2011). Atualmente, vem despertando o interesse de grandes produtores, que detêm maior poder aquisitivo e acesso a modernas tecnologias, o que tem contribuído para a expansão da cultura para as regiões Centro-Oeste e Sudeste (Castelletti & Costa, 2013; Matoso et al., 2013).

Três segmentos bem definidos de mercado são identificados para o feijão-caupi: grãos secos, feijão verde (vagem verde ou grão verde debulhado) e sementes (Freire Filho, 2011). A comercialização de grãos secos para o consumo interno predomina no Brasil, no entanto, as exportações têm aumentado nos últimos três anos, com a ampliação da área de cultivo e a crescente adoção da cultura pelo agricultor empresarial, principalmente nos cerrados do Meio-Norte e Centro-Oeste do Brasil (Rocha, 2016). A produção de feijão caupi-para consumo em estágio de grãos verdes representa uma alternativa altamente promissora para agricultores familiares (Andrade et al., 2010).

Apesar da importância socioeconômica, o feijão-caupi ainda é muito cultivado de forma precária, sem uso de tecnologias apropriadas e manejo adequado, que aumentem a

produtividade (Pessôa et al., 2015). A EMBRAPA (2014) atribui as baixas produtividades à falta de assistência técnica e de transferência de tecnologia, além do emprego de variedades não melhoradas e não adaptadas às condições locais e a densidades inadequadas de plantio.

A produção anual de feijão-caupi na região semiárida do Nordeste brasileiro sofre grande oscilação em consequência das altas temperaturas e da irregularidade na distribuição das chuvas. O déficit hídrico prejudica o desenvolvimento da cultura e ocasiona redução na produtividade, principalmente quando ocorre durante a fase reprodutiva do feijão-caupi (Freire Filho, 2011; Lima et al., 2011).

O aumento na concentração de sais no solo, causado pelas características de elevada evapotranspiração e baixa precipitação na zona semiárida, é outro fator prejudicial ao desenvolvimento das culturas. Em estudo desenvolvido por Furtado et al. (2014) com a cultura do feijão-caupi sob condições de salinidade, foi observado que a salinidade do solo retardou a floração e elevou a taxa de abortamento de flores de forma proporcional ao aumento da salinidade, aumentando o ciclo da cultura e reduzindo sua produtividade.

Outra causa de diferenças no desenvolvimento e produtividade de culturas é a variabilidade do solo, devida ao seu uso, manejo e propriedades físicas, químicas e biológicas (Souza et al., 2001), mesmo em parcelas experimentais consideradas homogêneas (Andrade et al., 2005). Devido a que, em experimentos, observações de variáveis de solo e planta são realizadas apenas em poucos locais da área amostral e, a partir delas, se extrapola as informações para toda a área, a precisão da extrapolação é menor em áreas mais heterogêneas (Trangmar et al., 1985).

Essa heterogeneidade torna necessário o uso de procedimento estatístico que considere a variabilidade de características do solo e planta, como a geoestatística (Carvalho et al., 2002). Ela possibilita quantificar a magnitude e o grau de dependência espacial e descrever detalhadamente a variabilidade espacial das variáveis estudadas por meio de um interpolador exato e preciso. Além disso, a geoestatística é capaz de determinar a acurácia e a confiabilidade de experimentos, e mostrar diferenças entre tratamentos que não se constataria com o pressuposto de erros aleatórios, adotado na análise clássica de dados (Pontes, 2002).

O uso de técnicas de estatística multivariadas, associada à geoestatística, tem permitido abordagens eficientes em ciências agrárias, principalmente por considerar, simultaneamente, a variação espacial de um número elevado de variáveis que influenciam os sistemas de produção agrícola (Silva et al., 2010a). São também eficientes para verificar as similaridades ou as diferenças na variabilidade da produtividade, com base nos atributos

químicos e físicos do solo na área estudada (Silva et al., 2015). Com isso o produtor pode manejar a área de produção de forma individualizada limitando as áreas com necessidades comuns a receberem a correção adequada, assim o uso de insumos e corretivos torna-se mais eficientes resultando em diminuição dos custos e potencialização da produção.

2. OBJETIVOS

2.1 Geral

Verificar a existência de dependência espacial (correlação entre valores de amostras próximas) das variáveis de produção de feijão-caupi e identificar possíveis fatores de solo influenciando estas variáveis independentemente do material genético empregado.

2.2 Específicos

- a) Determinar a existência de variabilidade espacial da produtividade do feijão caupi e de atributos químicos e físicos do solo;
- b) Correlacionar os atributos físicos e químicos do solo com a produtividade do feijão caupi;
- c) Identificar atributos químicos e físicos do solo que influenciaram a produtividade do feijão caupi

3. REVISÃO DE LITERATURA

O feijão-caupi (*Vigna unguiculata* (L.) Walp.) tem grande importância, tanto como alimento quanto como gerador de emprego e renda. É rico em proteína, minerais e fibras e constitui um componente alimentar básico das populações rurais e urbanas das regiões Norte e Nordeste do Brasil. A produção de feijão-caupi no Brasil ocorre especialmente em primeira e segunda safra nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste (Silva et al., 2016).

Existem vários tipos de feijão-caupi, caracterizados por grãos das mais variadas cores, tamanhos e formatos. A Instrução Normativa nº 12, de 28 de março de 2008, do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (BRASIL, 2008) considera feijão somente os grãos oriundos de duas espécies, segundo as quais o feijão é classificado em: Grupo I: Feijão comum, quando proveniente da espécie *Phaseolus vulgaris* L; Grupo II: Feijão-caupi (feijão-de-corda ou feijão-macassar), quando proveniente da espécie *Vigna unguiculata*.

3.1 Limitações à produção de feijão-caupi

No Brasil, a região Nordeste é a maior consumidora de feijão-caupi e possui a maior área cultivada. Individualmente, o estado de Mato Grosso, apesar de não ter maior área plantada apresentou em 2014 a maior produção por ter a maior produtividade de feijão-caupi (1095 kg ha^{-1}), atribuída ao sistema de produção que emprega tecnologias mais adequadas. Em comparação, os estados do Ceará (270 kg ha^{-1}) e Piauí (258 kg ha^{-1}), que são maiores consumidores da leguminosa, apresentam produtividades muito baixas, atribuídas ao pequeno emprego de tecnologia e irregularidade climática (Silva et al., 2016).

Apesar da maior área cultivada com feijão-caupi na região Nordeste, sua participação relativamente modesta na produção geral decorre da baixa produtividade (Freire Filho, 2011). O estado do Ceará se destaca com uma área plantada de 398,0 mil hectares e produção de 107,2 mil toneladas, na safra de 2014 (Silva et al., 2016). No Rio Grande do Norte a safra 2013-2014, proporcionou produtividade média de apenas 555 kg ha^{-1} , tendo sido estimada produtividade de 353 kg ha^{-1} para a safra 2014-2015 (CONAB, 2015).

De acordo com Torres et al. (2015), considerando a produção nacional atual há um déficit de oferta, devido à média de produtividade ser extremamente baixa. No Nordeste, tal condição pode ser explicada por fatores como o uso de cultivares com baixo potencial produtivo, o plantio em solos de baixa fertilidade, a ocorrência de precipitações

pluviométricas irregulares e o cultivo de forma precária sem uso de tecnologias apropriadas que promovam maior produtividade por meio do manejo mais adequado (Pessoa et al., 2015; Nascimento et al., 2011).

A produção anual de feijão-caupi no Nordeste brasileiro sofre grande oscilação, em consequência, principalmente, do déficit hídrico e da irregularidade na distribuição das chuvas (Barros et al., 2013). Segundo Lima et al. (2011) o déficit hídrico na fase reprodutiva ocasiona redução na produtividade do feijão-caupi.

A relativa capacidade do feijão-caupi em enfrentar períodos de déficit hídrico se deve ao seu sistema radicular que, apesar de ser do tipo axial, relativamente superficial, apresenta algumas raízes alcançando profundidades de 2,00 m (Freitas et al., 2013; 2014). Uma das causas da suscetibilidade das culturas ao déficit hídrico é o desenvolvimento pouco profundo do sistema radicular, pois confere uma baixa capacidade de recuperação das plantas depois de restabelecida a umidade do solo (Guimarães, 1998). Além disso, alguns sistemas de manejo do solo provocam alterações na quantidade de água disponível para as culturas e modificam propriedades físicas diretamente relacionadas com o crescimento como porosidade, retenção de água e resistência a penetração de raízes (Richart et al., 2005; Portugal et al., 2010).

A predominância nas áreas produtoras de feijão-caupi do sistema convencional de plantio, realizado por meio de aração e gradagem, seguido de semeadura, se constitui em prática inadequada de manejo, que têm ocasionado problemas na redução da profundidade efetiva para exploração pelas raízes e na atividade microbiológica do solo, com consequente redução no crescimento do sistema radicular e na produtividade da cultura (Cunha et al., 2011). Este problema é ainda mais evidente em solos da região semiárida, caracterizados como jovens, com formação a partir de rochas cristalinas. Em muitos deles há ocorrência de material de origem aflorando à superfície, o que dificulta a infiltração da água no solo e propicia o escoamento superficial e o processo de erosão (Santos et al., 2014).

A concentração de sais no solo, agravada pelas características de elevada evapotranspiração e baixa precipitação, intrínsecas da zona semiárida, representam mais um obstáculo ao desenvolvimento das culturas. Em relação à cultura do feijão caupi, os autores Furtado et al. (2014) observaram que a salinidade do solo provocou retardamento da floração e elevou a taxa de abortamento de flores de forma proporcional ao aumento da salinidade, aumentando o tempo da cultura no campo e reduzindo sua produtividade.

3.2 Resistência do solo à penetração

Em geral, solos de regiões áridas apresentam-se pouco evoluídos estruturalmente, sendo encontradas regiões de afloramento de rochas. Essas características podem prejudicar a produtividade do feijão-caupi devido ao pequeno volume disponível para exploração pelo sistema radicular da cultura, além de serem solos sensíveis ao manejo agrícola inadequado. Um dos resultados do uso indevido e abusivo dos solos rasos é a redução dos macroporos e consequente compactação do mesmo. Neste sentido, Pessoa et al. (2015) observaram que a presença da camada compactada prejudica a altura da planta de feijão-caupi, o número de folhas, o diâmetro do caule, a produção de fitomassa verde e seca da parte aérea e da raiz e relação raiz/ parte aérea e, por consequência, a sua produtividade.

O problema da compactação do solo intensificou-se com a modernização da agricultura, principalmente pelo uso de máquinas cada vez maiores e mais pesadas. A resistência de um solo compactado é aumentada, enquanto a porosidade total se reduz acompanhando a diminuição da macroporosidade. Como consequências, se observam aumentos no conteúdo volumétrico de água e na capacidade de campo e diminuição na aeração, taxa de infiltração de água e condutividade hidráulica do solo saturado. Entre as consequências, estão o aumento no escoamento superficial de água e a redução no crescimento das plantas, causado por menor disponibilidade de água, restrição ao crescimento das raízes e aeração deficiente (Reichert et al., 2007).

A intensidade ou o estado de compactação do solo tem sido expresso, preferivelmente por indicadores físicos que afetam o crescimento das culturas. Propriedades como densidade, resistência à penetração e porosidade de aeração são as mais utilizadas para indicar a degradação da qualidade física do solo (Gubiani et al., 2008).

O fato da resistência à penetração ser bastante estudada se deve a ter relação direta com o crescimento das raízes e com a produtividade das culturas. Apesar disso, as pesquisas ainda não encontraram a contribuição individual de fatores físicos do solo e sua influência real sobre o crescimento das raízes (Assis et al., 2009; Reichert et al., 2009; Tormena et al., 2007). O interesse por este atributo se deve à facilidade e velocidade de obtenção de resultados, e por ser considerado um índice que integra os efeitos de várias características do solo (Dexter et al., 2007).

A interpretação dos resultados de resistência à penetração é suscetível a erros, pois depende da umidade e densidade do solo e da distribuição do tamanho de partículas (Busscher et al., 1997; Canarache, 1990; Pabin et al., 1998). Assim sendo, o solo mais seco ou mais denso apresenta maior resistência que um solo mais úmido ou menos denso, enquanto que,

para umidade semelhante, o solo argiloso apresenta maior resistência que o solo arenoso. Além disso, mesmo em solos com elevada resistência à penetração, as raízes crescem em rachaduras e poros biológicos existentes no solo que não são detectados nas determinações de resistência à penetração (Silva et al., 2014).

O emprego da resistência à penetração como medida da compactação do solo foi justificado por De Maria (1999), por ter sido mais adequada para caracterizar a compactação entre camadas de solo do que a densidade, e por Streck et al. (2004), para quem a resistência à penetração evidenciou melhor o efeito do tráfego de máquinas, do que a determinação da porosidade ou densidade do solo.

3.3 A geoestatística em estudos de variabilidade espacial

Quando se realizam ensaios visando avaliar adaptação a uma determinada região de genótipos de espécies de plantas, inclusive o feijão-caupi, uma das dificuldades encontradas é interpretar os experimentos, pois a produtividade de culturas no campo é a resposta do genótipo a um ambiente específico e é influenciada pelos muitos fatores da heterogeneidade espacial. Além disso, o material experimental é dividido em unidades nem sempre homogêneas, às quais os tratamentos são aplicados. O emprego da estatística clássica nos experimentos pressupõe casualização, controle espacial e repetição, enquanto que para o emprego de testes para comparar tratamentos devem-se observar os pressupostos da análise de variância: independência entre observações, independência e homogeneidade entre erros, aditividade dos efeitos e normalidade de resíduos (Amaro Filho et al., 2007).

Segundo Trangmar et al. (1985), a estatística clássica não se adequa a casos em que a variabilidade do solo não é aleatória (dependência espacial), o que indica que dentro de determinada distância as diferenças de valores de suas propriedades podem ser descritas como função de sua separação espacial. O modelo clássico é inadequado para interpolar variáveis espacialmente dependentes porque assume a variação aleatória e não leva em conta a correlação espacial e localização relativa das amostras (Grondona & Cressie, 1991).

O estudo de variáveis de solo e de culturas usando um número pequeno de amostras acarreta que quanto maior a variabilidade do solo e/ou da cultura, menor a precisão das extrapolações destas variáveis para locais não amostrados (Trangmar et al., 1985). Quando se usa a estatística clássica, a média das amostras é o valor esperado em qualquer local da área, sendo que variância expressa o erro da estimativa. Neste caso, as amostras devem se ajustar à

distribuição normal, ou outra função de densidade conhecida, e não podem apresentar dependência espacial, ou seja, as variações de um local devem ser aleatórias (Fietz, 1998) e a distribuição geográfica das diferenças dentro da área não é considerada.

A variabilidade do solo, devida ao seu uso, manejo e propriedades físicas, químicas e biológicas (Souza et al., 2001), causa diferenças no desenvolvimento e produtividade de culturas, mesmo em parcelas experimentais consideradas homogêneas (Andrade et al., 2005). Como se faz observações de variáveis de solo e planta apenas em poucos locais da área amostral e, a partir delas, se extrapola as informações para toda a área, a precisão da extrapolações diminui com a maior heterogeneidade da área (Trangmar et al., 1985).

Ocorre que muitas vezes a variabilidade apresenta um componente espacialmente dependente, ou seja, dentro de determinada distância as diferenças encontradas podem ser descritas como função da direção e distância entre amostras vizinhas. A dependência espacial indica haver correlação entre amostras vizinhas em função da distância entre elas. A correlação espacial é evidenciada quando amostras mais próximas são mais semelhantes do que as mais distantes e sua existência contraria o pressuposto da independência entre amostras da estatística clássica (Ettema & Wardle, 2002).

A maneira mais comum de descrever variáveis que apresentam variabilidade espacial é a utilização de procedimentos de geoestatística (Vieira et al., 1983). Em primeiro lugar, é confeccionado o semivariograma (Figura 1), representação gráfica das semivariâncias versus as distâncias de amostragem, que expressa o grau de dependência espacial entre amostras dentro da área de interesse (Bertolani & Vieira, 2001). A seguir, é realizado o ajuste do modelo de semivariograma que melhor descreva a variabilidade espacial dos dados; esse modelo deve representar a tendência da semivariância em relação à distância para ser usado no processo de interpolação. A krigagem é o método de interpolação que confere maior exatidão às estimativas obtidas (Amaro Filho et al., 2007).

Os parâmetros estimados em um semivariograma são: o efeito pepita (C_0) - que representa a descontinuidade do semivariograma para distâncias menores que a distância de amostragem; parte dessa descontinuidade pode ser devida a erros de medição; o patamar ($C_0 + C_1$) - que é o valor da semivariância obtida na distância correspondente ao alcance; o alcance (A_0) - que é a distância-limite da dependência espacial; a partir dela as amostras são independentes entre si e a estatística clássica é adequada; e a contribuição (C_1) - que corresponde à diferença entre o patamar e o efeito pepita e representa a semivariância espacialmente estruturada (Cambardella et al., 1994). O exame dos parâmetros dos

semivariogramas permite determinar o comportamento da dependência espacial e até que distância as propriedades apresentam tal dependência.

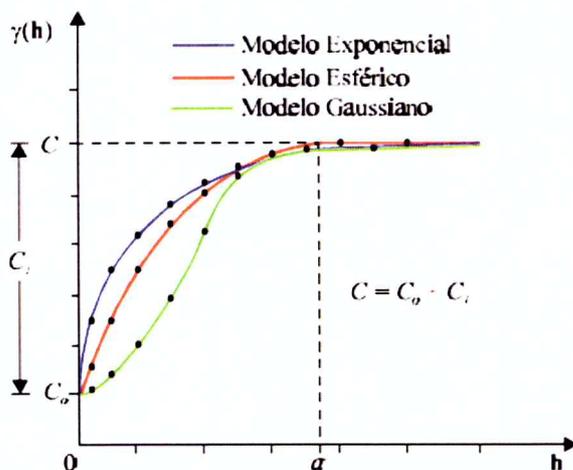


Figura 1- Representação gráfica de semivariogramas experimentais (pontos) e de três modelos teóricos ajustados (linhas coloridas).
Fonte: Camargo (1998).

Os mapas de isovalores são uma das maneiras mais usadas para representar a variabilidade espacial de uma área (Burgess & Webster, 1980). Sua confecção exige que se conheça a distribuição da variável a ser representada para proceder à interpolação dos valores em locais não amostrados. A geoestatística permite quantificar a magnitude e o grau de dependência espacial e, por meio de interpolador exato e preciso, descrever detalhadamente a variabilidade espacial das variáveis estudadas (Carvalho et al., 2002). Além disso, a geoestatística pode determinar a acurácia e a confiabilidade de experimentos e mostrar diferenças entre tratamentos que não seriam verificadas quando não é atendido o pressuposto de erros aleatórios, considerado na análise clássica de experimentos (Pontes, 2002).

A análise geoestatística da variabilidade do solo pode indicar alternativas de manejo, não só para reduzir os efeitos da variabilidade dos atributos do solo sobre a produção agrícola, como também para aumentar sua resposta às diversas práticas culturais empregadas (Trangmar et al., 1985). Dessa forma, a coleta espacial dos valores de um determinado atributo pode revelar grandes variações porque o solo, devido a ser um produto da ação de diversos fatores de formação, varia muito nas suas três dimensões, sobretudo na superfície (Roque et al., 2008). O estudo da variabilidade espacial pode ser feito em nível regional, abrangendo diversos tipos de solo (Berg & Klamt, 1997; Couto et al., 2000), e em menor nível, de uma propriedade ou de um campo (Albuquerque et al., 1996; Bertolani & Vieira, 2001; Souza et al., 1998; Oliveira et al., 1999).

Além da interpolação por krigagem que, a partir da análise da dependência espacial de variáveis de planta e de solo, possibilita a confecção de mapas de isovalores, outro procedimento de interpolação é a cokrigagem, a correspondente multivariada da krigagem (Cunha et al., 2013). Ela é utilizada quando entre dois atributos quaisquer, do solo e, ou, planta, ocorrer dependência espacial tanto para cada um deles como entre eles.

4. MATERIAIS E MÉTODOS

A pesquisa foi realizada no período de janeiro a maio de 2016 na Horta Didática do Centro de Ciências Agrárias da Universidade Federal Rural do Semi-Árido (UFERSA), Mossoró, RN, localizada nas coordenadas 5°12'25.33"S e 37°19'5.20"O (Figura 2).



Figura 2- Localização da Horta Didática do Departamento de Ciências Vegetais da Universidade Federal Rural do Semi-Árido – UFERSA (2016).

Fonte: Google Earth.

O clima é do tipo BSw^h de Köppen, isto é, seco e muito quente. Pela classificação de Thornthwaite, o clima é do tipo DdA^a, semiárido, com pequeno ou nenhum excesso de água durante o ano, e megatérmico. A temperatura média anual é de 27,5 °C; a estação chuvosa ocorre no verão com chuvas predominando de fevereiro a maio. A precipitação pluvial média anual é de 670 mm (Carmo Filho & Oliveira, 1989). Na Tabela 1 estão apresentados os dados de precipitação dos meses de janeiro a maio de 2016.

Tabela 1. Dados pluviométricos de Mossoró-RN, nos meses de janeiro a maio de 2016.

Meses	Precipitação (mm)	Dias de chuva
Janeiro	237,40	15
Fevereiro	29,80	8
Março	15,00	3
Abril	60,80	12
Maior	29,20	4

Fonte: INPE (2017)

O solo da área foi classificado como ARGISSOLO VERMELHO-AMARELO eutrófico (Santos et al., 2013), confirmado por Barreto & Medeiros (2011). Para a caracterização química do solo da área experimental, antes da implantação do experimento, foram retiradas 10 amostras simples a 0,2 m de profundidade. Os resultados, que foram

apresentados por Oliveira (2016) foram: pH em água de 7,7; condutividade elétrica de 179,5 $\mu\text{s m}^{-1}$; teor de N total de 0,56 g kg^{-1} ; teores de P, K^+ e Na^+ de 14, 182 e 67 mg dm^{-3} ; teores de Ca^{++} e de Mg^{++} de 2,23 e 1,48 $\text{cmol}_c \text{dm}^{-3}$.

A área experimental continha ensaio no qual se avaliavam 22 genótipos de feijão caupi (Tabela 2), divididos em linhagens e em cultivares regionais utilizadas no Rio Grande do Norte, com três repetições cada. Cada uma das 66 parcelas possuía dimensões de 3,2 por 5,0 m e era constituída por quatro linhas com 5,0 m de comprimento, sendo as duas fileiras centrais consideradas como área útil, espaçadas de 0,80 m entre si com 0,25 m entre covas e 0,80 m entre fileiras. Foram semeadas quatro plantas por cova, sendo realizado o desbaste 13 dias após o plantio, resultando em duas plantas por cova.

Tabela 2. Genótipos de feijão-caupi avaliados na horta didática da UFERSA. Mossoró-RN, 2016.

T ⁽¹⁾	Código da Linhagem	Subclasse Comercial	T ⁽²⁾	Código da Linhagem	Subclasse Comercial
1	MNC00-586F-303-9	Verde	12	BRS XiqueXique	Branca
2	MNC00-595F-2	Verde	13	Paulistinha	Canapu
3	MNC00-595F-27	Verde	14	Vagem Roxa-THE	Branca
4	MNC05-835B-15	Verde	16	Sempre Verde-CE	Sempre-verde
5	MNC05-835B-16	Verde	17	BRS Aracê	Verde
6	MNC05-841B-49	Verde	18	Pingo-de-ouro-1-2	Canapu
7	MNC05-847B-123	Verde	19	MNC02-701F-2	Branco
8	MNC05-847B-126	Verde	20	MNC99-510F-16-1	Sempre-verde
9	MNC99-541F-15	Branca	21	São Miguel	Marrom
10	BRS Guariba	Branca	22	Felipe Guerra	Verde
11	BRS Tumucumaque	Branca	23	Sd Matos	Marrom

⁽¹⁾Tratamento; ⁽²⁾1 a 20 = genótipos da Embrapa Meio Norte; 21 a 23 = variedades regionais.

O plantio foi realizado no dia 25 de janeiro de 2016, sendo feito um desbaste na data 03 de fevereiro de 2016 com floração no dia 09 de março de 2016. A área foi irrigada via gotejamento diariamente, conforme a necessidade da cultura. Não foram realizadas adubação nem aplicação de agrotóxicos, como a maioria dos produtores familiares. A colheita do feijão verde ocorreu no dia 20 de março de 2016 quando as vagens apresentaram características compatíveis com o ponto de colheita para produção de grãos verdes, para isso foram usadas apenas as duas fileiras centrais das parcelas. As colheitas de grãos secos iniciaram a partir do dia 10 de abril de 2016 e foram realizadas nas duas fileiras da bordadura das parcelas.

A condução do trabalho seguiu um esquema de amostragem sistemática em grade (grid) na qual cada parcela foi considerada uma unidade experimental. Na área de 1.200 m^2 (25 m por 48 m), foi locada uma malha com espaçamentos de 5,0 m nas coordenadas X e de 3,2 m nas coordenadas Y. Os nós da malha, que centralizavam 66 parcelas de 16,0 m^2 , foram

georeferenciados segundo coordenadas cartesianas. O croqui da área com as coordenadas cartesianas do centro das parcelas está apresentado na Figura 3.

As determinações das variáveis de produção do feijão-caupi realizadas foram: massa de vagens verdes por parcela e massa de grãos verdes por parcela, obtidos quando foi alcançado o “ponto de feijão-verde”, no qual vagens e grãos mudavam a cor de verde para a amarela apresentando-se tenras e firmes. Também se determinou massa de vagens secas por parcela e massa de grãos secos por parcela, colhidos quando 50% das vagens apresentavam coloração palha e os grãos apresentavam teor de água de 13%.

As coletas de solo para as análises foram realizadas após a colheita do feijão-caupi, sendo que de cada parcela foi retirada uma amostra composta por cinco amostras simples, na profundidade de 0 a 20 cm, com auxílio de trado do tipo holandês. As determinações de granulometria e químicas do solo foram realizadas de acordo com metodologia da EMBRAPA (2011) no Laboratório de Água Solo e Planta do Centro de Ciências Agrárias da UFRSA.

	5 m	5 m	5 m	5 m	5 m	
Muro lateral da UFRSA	X	7,5 x 46,4 m	12,5 x 46,4 m	17,5 x 46,4 m	22,5 x 46,4 m	3,2 m
	X	7,5 x 43,2 m	12,5 x 43,2 m	17,5 x 43,2 m	22,5 x 43,2 m	3,2 m
	X	7,5 x 40,0 m	12,5 x 40,0 m	17,5 x 40,0 m	22,5 x 40,0 m	3,2 m
	X	7,5 x 36,8 m	12,5 x 36,8 m	17,5 x 36,8 m	22,5 x 36,8 m	3,2 m
	X	7,5 x 33,6 m	12,5 x 33,6 m	17,5 x 33,6 m	22,5 x 33,6 m	3,2 m
	X	7,5 x 30,4 m	12,5 x 30,4 m	17,5 x 30,4 m	22,5 x 30,4 m	3,2 m
	X	7,5 x 27,2 m	12,5 x 27,2 m	17,5 x 27,2 m	22,5 x 27,2 m	3,2 m
	X	7,5 x 24,0 m	12,5 x 24,0 m	X	22,5 x 24,0 m	3,2 m
	2,5 x 20,8 m	7,5 x 20,8 m	12,5 x 20,8 m	17,5 x 20,8 m	22,5 x 20,8 m	3,2 m
	2,5 x 17,6 m	7,5 x 17,6 m	12,5 x 17,6 m	17,5 x 17,6 m	22,5 x 17,6 m	3,2 m
	2,5 x 14,4 m	7,5 x 14,4 m	12,5 x 14,4 m	17,5 x 14,4 m	22,5 x 14,4 m	3,2 m
	2,5 x 11,2 m	7,5 x 11,2 m	12,5 x 11,2 m	17,5 x 11,2 m	22,5 x 11,2 m	3,2 m
	2,5 x 8,0 m	7,5 x 8,0 m	12,5 x 8,0 m	17,5 x 8,0 m	22,5 x 8,0 m	3,2 m
	2,5 x 4,8 m	7,5 x 4,8 m	12,5 x 4,8 m	17,5 x 4,8 m	22,5 x 4,8 m	3,2 m
	2,5 x 1,6 m	7,5 x 1,6 m	12,5 x 1,6 m	17,5 x 1,6 m	22,5 x 1,6 m	3,2 m

Figura 3- Croqui da área experimental de feijão-caupi na Horta Didática da UFRSA, contendo as dimensões das parcelas e suas coordenadas cartesianas (x, y); As parcelas marcadas com X não foram cultivadas nem amostradas.

As análises físicas constaram da textura do solo e resistência à penetração (RSP).

Durante a análise granulométrica, a argila foi determinada pelo método da pipeta após a dispersão do solo por agitação mecânica e química com NaOH, a areia por tamisação e o silte pela diferença. A RSP foi determinada por meio do penetrômetro de cone com sistema automático de medição SoloTrack da Falker (Figura 4). Foram tomadas cinco leituras por parcela, das quais foi considerada a média aritmética. As variáveis analisadas foram a RSP nas camadas de 0 – 10, 10 – 20, 20 – 30, 30 – 40 cm e 0 - 40 cm (Índice de cone), além da RSP máxima entre 0 – 40 cm e a profundidade na qual ela ocorreu.



Figura 4 - Penetrômetro de cone SoloTrack da Falker usado para medição da resistência do solo à penetração.

Fonte: <http://www.falker.com.br/>

O penetrômetro é alimentado por bateria de 12 V e apresenta como características: 7,94 mm de diâmetro do cone; 15,1 MPa de índice de cone máximo; 0,02 MPa de resolução; 75 kgf de força máxima suportada na haste; 3,0 m s⁻¹ de velocidade nominal de inserção; 1 cm de resolução da medida de profundidade; 60 cm de profundidade máxima; protocolo NMEA 0183 de comunicação com GPS. O cone e a haste estão em conformidade com norma ASAE S.313.3 (ASAE, 2004).

Tendo em vista a influência direta da umidade do solo sobre sua resistência à penetração, foram tomadas medidas do teor de água no solo simultaneamente às leituras de RSP, por meio de medidor indireto do teor de água no solo, a sonda de capacitância. Para isto, foi utilizado um trado tipo caneca para perfurar o perfil do solo em diâmetro compatível com

a sonda PR2/4 (Delta-T Devices) com sensor de 40 cm (Figura 5), sendo que as leituras foram tomadas em milivolt (mV), nas profundidades de 0–10, 10–20, 20–30 e 30–40 cm. A seguir, foi realizada calibração, na qual foram retiradas amostras de solo nas quatro profundidades de alguns dos locais onde foram feitas as leituras com a sonda. Essas amostras de solo foram secas em estufa de circulação forçada de ar a 105 °C por 24 horas. Desta calibração foi obtida a equação 1, que transforma as leituras em mV (x) para percentagem de umidade (y).

$$y = 0,0245x - 0,7138 \quad R^2 = 0,9926 \quad (1)$$

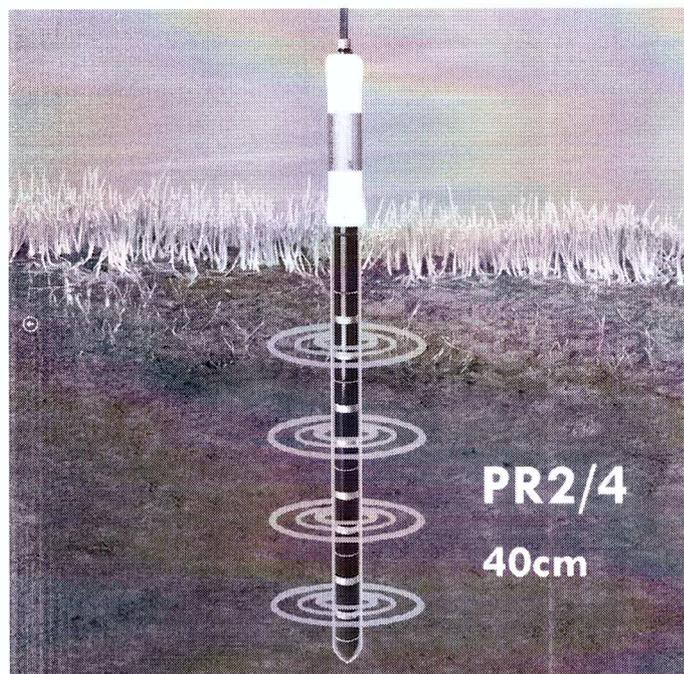


Figura 5 - Sonda de capacitância PR2/4 (Delta-T Devices) usada para determinação da umidade do solo.

Fonte: <http://www.delta-t.co.uk/product/pr2/>

O princípio de funcionamento da sonda de capacitância utilizada na medição do teor de água é baseado na variação da frequência de ressonância ao passo que a permissividade do solo varie no raio de alcance do sensor. A água é o componente com maior influência sobre a permissividade dielétrica e apresenta permissividade relativa maior do que as partículas minerais e orgânicas do solo e do ar, o que possibilita a estimativa do valor de umidade do solo pela medição da permissividade (Silva Júnior et al., 2013).

Os parâmetros químicos do solo analisados foram: pH em água; condutividade elétrica (CE); matéria orgânica do solo (MOS) e teores de fósforo (P), potássio (K^+), sódio (Na^+), cálcio (Ca^{2+}) e magnésio (Mg^{2+}). Para pH e CE utilizou-se a medição do potencial

eletronicamente por meio de eletrodo combinado imerso em suspensão solo:água na proporção de 1:2,5. Os extratores utilizados foram o Mehlich-1, para determinar P e K⁺, o KCl para determinar-se Ca²⁺ e Mg²⁺ e o HCL (0,05 mol L⁻¹) para determinar-se o Na⁺. Este elemento, juntamente com o K⁺, foi determinado por fotometria de chama, o Ca²⁺ e Mg²⁺ por espectrometria de absorção atômica, enquanto que o fósforo foi determinado por fotocolorimetria. A MOS foi determinada a partir do carbono orgânico do solo determinado por reação de oxidação via úmida com dicromato de potássio em meio sulfúrico e titulação com sulfato ferroso amoniacal.

As variáveis foram inicialmente analisadas por meio da estatística descritiva, identificando média, valores máximo e mínimo e coeficiente de variação (CV). O nível de variabilidade dos parâmetros analisados foi classificado conforme o coeficiente de variação (CV), segundo Warrick (1998), em baixa para CV menor que 15%, média para CV entre 15 e 50% e alta para CV acima de 50%. A aderência dos dados à distribuição normal foi verificada pelo teste de Shapiro-Wilk a 5% de probabilidade.

A seguir, aplicou-se a análise de correlação entre as variáveis de produção do feijão-caupi, os parâmetros de resistência do solo à penetração, granulometria e atributos químicos do solo para identificar quais atributos influenciaram as variáveis de produtividade de todos os genótipos. A análise de correlação foi aplicada também entre as variáveis de resistência à penetração e a umidade do solo com intuito de identificar a influência da umidade na resistência à penetração. O coeficiente de correlação de Pearson foi utilizado quando as variáveis se ajustaram à distribuição normal, e o coeficiente de correlação de Spearman, para dados não ajustados à normalidade (Stenger et al., 2002).

As análises geoestatísticas foram utilizadas para avaliar a dependência espacial das variáveis de produção do feijão caupi e das variáveis com elas correlacionadas, além de possibilitar a confecção de mapas de isovalores através de interpolação por krigagem. Para isto, foram confeccionados semivariogramas omnidirecionais de todas as variáveis correlacionadas com base nas pressuposições de estacionariedade da hipótese intrínseca, nos quais a semivariância ($\gamma(h)$) é estimada pela Equação 2.

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

em que:

$N(h)$ é o número de pares de pontos $z(s_i)$ e $z(s_i + h)$ separados por uma distância h , informando quão diferentes se tornam os valores em função de h (Couto et al., 2000).

O modelo matemático de melhor ajuste do semivariograma de cada variável, escolhido entre os modelos esférico, exponencial e gaussiano, forneceu os seguintes parâmetros: Efeito Pepita (C_0), Patamar (C_0+C) e Alcance (A). Os critérios empregados para a escolha deste modelo, que garante a qualidade do ajuste do semivariograma aos dados experimentais, foram a validação cruzada e o grau de dependência espacial, da mesma maneira que em Mello et al. (2008) e o coeficiente de determinação do modelo do semivariograma.

O grau de dependência espacial foi classificado segundo Cambardella et al. (1994) conforme a relação efeito pepita/patamar (REPP): dependência espacial forte se REPP for menor ou igual a 25%, moderada se REPP estiver entre 25% e 75% e fraca se for maior do que 75%.

A realização da validação cruzada teve o objetivo de avaliar a qualidade dos parâmetros usados na interpolação. O procedimento consta da remoção de cada ponto medido dentro da área, da estimativa por interpolação do valor deste ponto e da construção de um gráfico dos valores estimados versus os valores medidos para o mesmo ponto. O coeficiente de regressão indica se o modelo é bem ajustado por meio da equação de regressão linear dos valores medidos versus valores estimados. Um coeficiente de regressão (declividade) igual a 1.00 indica ajuste perfeito. O erro padrão (SE) é o erro associado ao coeficiente da regressão.

Também foram confeccionados semivariogramas cruzados para verificar a correlação espacial entre as variáveis de produtividade e as variáveis correlacionadas. Com o semivariograma cruzado é possível verificar a relação entre duas variáveis espacialmente medidas, mostrando se a variabilidade de uma delas é acompanhada pela variabilidade da outra variável (Silva et al., 2003). Se duas variáveis regionalizadas se apresentam correlacionadas espacialmente, então o semivariograma cruzado, que representa essa correlação e estabelece o vínculo entre elas, será estimado pela equação 3.

$$\hat{\gamma}(h)_{1,2} = \hat{\gamma}(h)_{2,1} = \frac{1}{2N(h)} \left\{ \sum_{i=1}^{N(h)} [Z_1(s_i) - Z_1(s_i + h)][Z_2(s_i) - Z_2(s_i + h)] \right\} \quad (3)$$

em que:

$Z_1(s)$ representa o valor de uma variável numa dada localização e

$Z_2(s)$ o valor da outra variável na mesma posição.

A estimativa, para os locais não amostrados, dos valores das variáveis de produtividade do feijão caupi e das variáveis correlacionadas foi realizada por interpolação pelo método de krigagem, a qual utiliza as informações de variabilidade espacial e os parâmetros do semivariograma para a confecção de mapas de isovalores.

Esse procedimento, segundo Camargo (1998) considera uma superfície sobre a qual se observa alguma variável, Z , em n pontos diferentes, cujas coordenadas são representadas pelo vetor x . Desta maneira, existe um conjunto de valores $\{z(x_i), i=1, \dots, n\}$, onde x_i é a identificação de uma posição em duas dimensões, cujas coordenadas são representadas por (x_i, y_i) . No caso de se estimar o valor de Z no ponto X_0 , a estimativa do valor desconhecido de $Z(X_0)$ pode ser feita partir de combinação linear dos n valores observados, com a adição a um parâmetro, λ_0 , conforme consta da Eq. 4.

$$\hat{Z}(x_0) = \lambda_0 + \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i) \quad (4)$$

em que:

x_0 se refere-se a uma localização qualquer, $Z(x_0)$ é o valor estimado nessa localização, existem n dados $Z(x_i)$ na circunvizinhança de x_0 e λ_i refere-se aos pesos calculados.

5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

5.1 Estatística descritiva

O ajuste à distribuição normal foi verificado para variáveis de produtividade do feijão-caupi, teores de água do solo em todas as profundidades e para RSP₀₋₁₀, RSP₂₀₋₃₀ e RSP₀₋₄₀ (Tabela 3). Entre os atributos químicos do solo, apenas o teor de cálcio se ajustou à normalidade e, entre os atributos físicos, os teores de argila e de silte não se ajustaram. Segundo Cambardella et al. (1994) é comum, ao avaliar atributos do solo, que alguns não se ajustem à distribuição normal, o que pode resultar de práticas de manejo ao longo do tempo.

Tabela 3 - Estatística descritiva de variáveis de produção do feijão-caupi e atributos químicos e físicos do solo.

Variável	Média	Máximo	Mínimo	CV	Normal ⁽²⁾
MVV (g/parcela)	694	1236	102	34	Sim
MGV (g/parcela)	462	766	73	31	Sim
MVS (g/parcela)	768	1014	468	16	Sim
MGS (g/parcela)	566	771	334	18	Sim
RSP ₀₋₁₀ (MPa)	0,91 D ⁽¹⁾	1,5	0,61	20	Sim
RSP ₁₀₋₂₀ (MPa)	3,25 C	8,54	1,49	37	Não
RSP ₂₀₋₃₀ (MPa)	5,95 B	10,57	2,37	29	Sim
RSP ₃₀₋₄₀ (MPa)	7,51 A	13,85	3,27	34	Não
RSP ₀₋₄₀ (MPa)	4,31	7,82	3,41	28	Sim
RSP _{máx} (MPa)	9,54	14,89	4,05	31	Não
PROF _{máx} (cm)	34	40,00	21	12	Não
UM ₀₋₁₀ (%)	4,5 D	7,2	0,5	19	Sim
UM ₁₀₋₂₀ (%)	5,4 C	7,6	2,2	18	Sim
UM ₂₀₋₃₀ (%)	6,2 B	8,5	3,1	18	Sim
UM ₃₀₋₄₀ (%)	7,2 A	9,7	4,1	19	Sim
pH	8,37	9,09	7,18	6	Não
CE (dS m ⁻¹)	0,10	0,17	0,05	32	Não
P (mg dm ⁻³)	21	38	9	38	Não
K (mg dm ⁻³)	58	99	16	51	Não
Na (mg dm ⁻³)	25	42	11	33	Não
Ca+Mg (cmol _c dm ⁻³)	3,2	4,9	1,9	23	Não
Ca (Cmol _c dm ⁻³)	2,4	4,7	0,6	28	Sim
Mg (Cmol _c dm ⁻³)	0,7	4,1	0,1	79	Não
Argila (%)	5	8	3	28	Não
Areia grossa (%)	57	68	48	7	Sim
Areia fina (%)	28	369	21	23	Sim
Areia (%)	85	90	80	2	Sim
Silte (%)	10	14	7	14	Não

CV = Coeficiente de Variação; MVV = Massa de Vagens Verdes; MGV = Massa de Grãos Verdes; MVS = Massa de Vagens Secas; MGS = Massa de Grãos Secos; CE = Condutividade Elétrica; MOS = Matéria Orgânica do Solo. RSP = Resistência do Solo à Penetração; RSP_{máx} = Resistência Máxima do Solo à Penetração; PROF_{máx} = Profundidade da máxima RSP; UM = umidade do solo. ¹Médias para cada profundidade de resistência à penetração e de umidade do solo seguidas de letras diferentes diferem pelo teste T (p<0,05) para dados pareados.

² Conforme o teste de Shapiro-Wilk a 5% de probabilidade.

Apesar da distribuição normal dos dados facilitar o ajuste de semivariogramas e tornar mais eficiente a estimativa de valores por meio da krigagem, não foi realizada a transformação dos dados antes de realizar as análises geoestatística. Segundo alguns autores, isso não é necessário se as variáveis apresentam valores de assimetria e curtose não muito afastados dos que caracterizam a distribuição normal, e quando o semivariograma apresenta patamar bem definido. Além disso, em estudos que compararam estimativas por krigagem usando dados com distribuição não normal com os mesmos dados após transformação, foi observada a robustez do interpolador mesmo para certos níveis de assimetria e ausência de normalidade (Bregt et al., 1991; Cavalcante et al., 2007; Cunha et al., 2013; Grego et al., 2014; Machado et al., 2007; Paz-Gonzalez et al., 2001; Pereira et al., 2015).

A variabilidade considerada média das variáveis de produtividade do feijão-caupi (Tabela 3) é explicada, principalmente, por representar 22 genótipos diferentes, e foi verificada por Oliveira (2016), em execução anterior do mesmo ensaio. Os coeficientes de variação são considerados baixos para profundidade da máxima RSP, pH do solo, teores de areia grossa, areia e silte; altos para teores de potássio e de magnésio e médios para as demais variáveis. A constatação da variabilidade dos atributos de solo e planta é o que motiva tipo de estudos como este (Camargo et al., 2010). Segundo Albuquerque et al. (1996) o conhecimento da variabilidade espacial dos atributos do solo possibilita melhor conhecimento, planejamento e interpretação de experimentos usados para recomendações de manejo do solo e culturas. O manejo localizado do solo e culturas é uma maneira de tirar proveito da variabilidade, pois a geoestatística, por meio da interpolação por krigagem, possibilita a localização precisa de regiões do campo com diferentes níveis dos atributos.

Alguns trabalhos corroboram os CV aqui obtidos, inclusive confirmando CV considerado alto para teores de potássio e de magnésio, bem como CV considerado baixo para teores de areia e pH do solo (Souza, 1992; Santos & Vasconcellos, 1987; Schindwein & Anghinoni, 2000; Zanão Júnior et al., 2007). Segundo Miranda (2004), devido ao manejo, há tendência de variáveis químicas do solo, principalmente P, K, Ca e Mg, apresentarem maior variabilidade em relação a variáveis físicas, como as granulométricas. No caso da areia, isso é devido a que as partículas maiores têm maior dificuldade de serem mobilizadas no solo. Segundo Cherubin et al. (2014), a grande variação nos teores de alguns nutrientes pode ser devida a sucessivas aplicações de fertilizantes, enquanto que para Schindwein & Anghinoni (2000), além dos erros de amostragem, podem ocorrer problemas em laboratório na determinação de nutrientes, inerentes às instalações, equipamentos, pessoal e limitações dos

próprios métodos de análise.

Além de ser característica de alguns atributos, como o pH, valores baixos de CV indicam boa precisão das medidas e necessidade de pequeno número de subamostras para estimar esses atributos. Entretanto, os valores médios de atributos de alta variabilidade podem não representar o comportamento em toda a área e a análise espacial é importante para planejar as ações de manejo de forma localizada (Camargo et al., 2010). O uso da média dos atributos como base para tomada de decisão no manejo do solo resulta em prejuízos econômicos, tanto pela aplicação desnecessária, quanto pelo desequilíbrio entre as quantidades de nutrientes que serão disponibilizados para as plantas e a consequente variação em produtividade, além dos prejuízos ao meio ambiente (Corá et al., 2004). Isso se deve a que em diferentes regiões do campo serão encontrados valores considerados baixos, médios ou altos de um atributo, levando a aplicação de insumos insuficiente, adequada ou excessiva, conforme a região do campo.

5.2. Níveis das variáveis estudadas

As produtividades obtidas foram superiores às médias de produtividade em kg ha^{-1} de feijão-caupi na região Nordeste e no país (Silva et al., 2016), porém, como experimento, os valores são inferiores a outros trabalhos. A produtividade de vagens verdes variou entre 127 e 1545 kg ha^{-1} (Tabela 3), bem menor do que as obtidas em condições semelhantes, em 2014 em Mossoró, por Freitas et al. (2016), entre 2200 e 4900 kg ha^{-1} , e por Torres Filho et al. (2017), que obteve em 2014 produtividade de vagens verdes entre 884 e 5598 kg ha^{-1} no primeiro ciclo e entre 816 a 4285 kg ha^{-1} no segundo ciclo. A produtividade de grãos verdes, que variou entre 91 e 957 kg ha^{-1} , também mostrou inferioridade em relação aos mesmos trabalhos citados, sendo que o primeiro obteve entre 1189 a 2190 kg ha^{-1} e, o segundo, obteve entre 745 e 4060 kg ha^{-1} no primeiro ciclo e entre 799 a 2076 kg ha^{-1} no segundo ciclo.

Enquanto isso, a produtividade de vagens secas obtida, entre 585 e 1267 kg ha^{-1} , e a produtividade de grãos secos, que variou entre 417 e 964 kg ha^{-1} , só puderam ser confrontadas com trabalhos realizados em outras regiões, utilizando genótipos não coincidentes. Em Uberaba-MG, em 2012/2013, Almeida et al. (2017) obtiveram produtividade entre 873 e 3439 kg ha^{-1} de grãos secos; em Montes Claros-MG, Guerra et al. (2017) obtiveram produtividade de grãos secos entre 551 e 2590 kg ha^{-1} , em 2014, e entre 1440 e 2645 kg ha^{-1} , em 2015.

Os dados de granulometria permitem classificar a textura do solo da área

experimental como areia franca. Além disso, verificou-se que a resistência do solo à penetração e o teor de água do solo cresceram com o aumento da profundidade e diferiram entre as profundidades. Entre as características químicas do solo, foram observados teores considerados médios de potássio, fósforo e magnésio, enquanto que o teor de cálcio é considerado bom e o pH do solo é muito alto (Alvarez et al., 1999). Segundo Maia et al. (2001), a aplicação, pela irrigação, de água com elevados teores de carbonato e bicarbonato, como é o caso da água de poços na região de Mossoró, pode contribuir para o aumento do pH dos solos após alguns anos de cultivo.

As médias de resistência à penetração obtidos no presente trabalho foram de 0,91; 3,25; 5,95 e 7,51 MPa para as camadas respectivas de 0-10, 10-20, 20-30 e 30-40 cm. Exceto da primeira camada, tais valores configuram compactação do solo por serem superiores a valores críticos ao crescimento das plantas citados na literatura que, segundo Richart et al. (2005), variam conforme o autor citado, o tipo de solo e a cultura estudada. O aumento nos valores de resistência do solo à penetração com o aumento da profundidade também foi observado em trabalhos de Oliveira Filho et al. (2014) e Medeiros (2015), sendo considerado como característica de solos com altos teores de areia por Pereira et al. (2002) porque, segundo Silveira (2009) a predominância da fração areia em profundidade resulta em rápida permeabilidade e consequente variação no conteúdo de água no solo ao longo do perfil. Segundo Pabin et al. (1998), a maior resistência do solo à penetração faz com que as raízes das plantas necessitem de mais energia para se desenvolver e cresçam menos.

Segundo Camargo & Alleoni (1997), uma resistência à penetração menor do que 1,1 MPa, como a que foi observada na camada mais superficial do solo neste trabalho, em geral não limita o crescimento radicular, sendo o solo considerado de muito baixa resistência, enquanto que resistências entre 1,0 e 2,5 MPa configuram baixa resistência, com pouca limitação às raízes. Apesar de divergências na literatura, o valor de 2,0 MPa é usado de forma generalizada como limite crítico, acima do qual a resistência do solo restringe e, ou impede o crescimento das raízes e parte aérea das plantas (Martins et al., 2009; Silva et al., 2003).

A partir da profundidade de 10 cm, os valores de RSP excedem à maioria dos níveis críticos de resistência citados como sendo o limite de resistência à penetração de raízes para diferentes culturas e solos. Na falta de informações sobre feijão-caupi, trabalhos com feijão comum indicam valor crítico de resistência à penetração de aproximadamente 1,7 MPa (Lima et al., 2010), enquanto que Carvalho et al. (2006) e Santos et al. (2005) consideram extremamente baixa a RSP menor do que 0,01 MPa; muito baixa de 0,01 a 0,1 MPa; baixa de

0,1 a 1,0 MPa; moderada de 1,0 a 2,0 MPa; alta de 2,0 a 4,0 MPa; muito alta de 4,0 a 8,0 MPa e extremamente alta se maior do que 8,0 MPa.

Em relação à cultura da soja em um Latossolo Vermelho de textura média, Beutler e Centurion (2004) estabeleceram equação de regressão quadrática entre a resistência do solo à penetração na qual a produtividade de grãos de soja se reduziu a partir da resistência de 0,85 MPa. O diâmetro médio e a massa seca de raízes da soja aumentaram até valores de resistência do solo à penetração de 2,07 e 1,99 MPa, respectivamente. Enquanto que De Maria et al. (1999) verificaram que uma resistência do solo à penetração de 2,09 MPa poderia determinar redução do crescimento radicular da soja em Latossolo.

O teor de água do solo também aumentou com o aumento da profundidade, mas não foi acompanhado pela diminuição da RSP, o que indica que os teores de água obtidos neste trabalho não influenciaram a RSP. Ressalte-se que a resistência à penetração possui relação inversa com o teor de água no momento da determinação (Stolf et al., 1983; Busscher et al., 1997), além de estar diretamente relacionada a atributos e condições do solo, como textura, densidade e teor de matéria orgânica. O uso correto do penetrômetro e a realização das leituras de resistência em uma mesma condição de umidade garantem a utilidade das medidas obtidas em avaliar a compactação do solo (Assis et al., 2009).

5.3 Correlações entre variáveis de produtividade e atributos do solo

A análise dos coeficientes de correlação (Tabela 4) entre variáveis de RSP e de umidade do solo (UM) nas diferentes camadas indica que não houve correlação entre eles, ou seja, os valores de RSP não foram influenciados pelos teores de água no momento da determinação, apesar do teor de água do solo ser o fator que mais influencia a resistência à penetração, com relação inversa. Por isso, neste trabalho as medidas de RSP foram analisadas sem serem corrigidas em função da umidade e, conforme Ribeiro (2010) indicam efetivamente as camadas compactadas do solo. Entre as justificativas para considerar que o teor de água no momento da leitura não influenciou os valores de RSP, Bottega et al. (2011) por considerarem uniforme o teor de água no solo que variou menos do que 5% no momento das leituras de RSP; Oliveira Filho et al. (2014) por não encontrarem diferença estatística no teor de água no solo entre talhões de cana-de-açúcar ou entre camadas de solo e Assis et al. (2009) por verificarem que foi pequena a variação do teor de água em cada ponto e em cada profundidade, no momento da determinação.

Segundo Moraes et al (2012) a constatação da não influência da umidade no momento da leitura é importante para garantir que as diferenças em RSP não são devidas à variação no teor de água do solo. No caso de variação significativa no teor de água de uma medida de RSP para outra, não é possível comparar tais medidas, pois pequena variação de umidade se reflete em variação significativa da RSP, com subestimação ou superestimação do nível de compactação do solo (Vaz et al., 2011). Neste caso, para detectar diferenças entre leituras, mascaradas pela variação em umidade do solo, a RSP deve ser corrigida para um teor de água de referência (Moraes et al., 2012).

Tabela 4 – Coeficientes de correlação entre variáveis de resistência do solo à penetração e de umidade do solo nas diferentes profundidades amostradas.

Variáveis	UM ₀₋₁₀ (%)	UM ₁₀₋₂₀ (%)	UM ₂₀₋₃₀ (%)	UM ₃₀₋₄₀ (%)
RSP ₀₋₁₀ (Mpa)	-0,12 ^{ns}	-0,03 ^{ns}	-0,06 ^{ns}	-0,20 ^{ns}
RSP ₁₀₋₂₀ (Mpa)	-0,21 ^{ns}	-0,12 ^{ns}	0,03 ^{ns}	-0,04 ^{ns}
RSP ₂₀₋₃₀ (Mpa)	-0,22 ^{ns}	-0,22 ^{ns}	-0,06 ^{ns}	-0,01 ^{ns}
RSP ₃₀₋₄₀ (Mpa)	-0,15 ^{ns}	-0,16 ^{ns}	0,07 ^{ns}	-0,02 ^{ns}

^{ns} = não significativo; RSP = Resistência do Solo à Penetração; UM = umidade do solo.

As variáveis de produção massa de vagens verdes e massa de grãos verdes de feijão-caupi tiveram influência positiva da RSP na camada de 0-10 cm, indicada pelos coeficientes de correlação (Tabela 5). Apesar de esta resistência ser considerada muito baixa (0,91 MPa), nas regiões do campo onde ela foi maior houve benefício às produtividades de vagens e grãos verdes de feijão-caupi. Inclusive, Dauda & Samari (2002), testando vários níveis de compactação por tráfego de trator, obtiveram a maior produtividade do feijão-caupi em um nível intermediário, que resultou em densidade do solo de 1,58 Mg m⁻³ e resistência à penetração de 1,37 MPa, a partir das quais a produtividade diminuiu.

Tabela 5 – Coeficientes de correlação entre variáveis de produtividade do feijão-caupi e atributos químicos e físicos do solo.

Variáveis	MVV	MGV	MVS	MGS
RSP ₀₋₁₀	0,27*	0,28*	0,05 ^{ns}	0,03 ^{ns}
RSP ₃₀₋₄₀	-0,21 ^{ns}	-0,28*	-0,05 ^{ns}	-0,07 ^{ns}
RSP _{Max}	-0,23*	-0,26*	-0,05 ^{ns}	-0,08 ^{ns}
pH	0,03 ^{ns}	0,05 ^{ns}	0,29*	0,25*
P	0,34*	0,33*	0,01 ^{ns}	-0,01 ^{ns}
Na	0,36**	0,38**	0,09 ^{ns}	0,07 ^{ns}
Areia fina	-0,25*	-0,14 ^{ns}	0,01 ^{ns}	0,09 ^{ns}

* = significativo a 1%; ** = significativo a 5%; ^{ns} = não significativo; MVV = Massa de Vagens Verdes; MGV = Massa de Grãos Verdes; MVS = Peso de Vagens Secas; MGS = Massa de Grãos Secos; RSP = Resistência do Solo à Penetração; RSP_{max} = Resistência máxima do solo à penetração.

Os efeitos negativos da compactação do solo são mais comumente relatados, mas ela pode beneficiar ou inibir o crescimento das plantas (Kozłowski, 1999). Uma compactação moderada do solo pode proporcionar maior contato solo-semente, quando o maior movimento capilar da água para as sementes beneficia o estabelecimento e desenvolvimento das plantas; maior contato solo-raiz, que aumenta a disponibilidade de água em anos secos, reduz a perda de água do solo por evaporação, além de aumentar a ramificação das raízes e a formação de raízes secundárias, permitindo uma exploração mais completa do solo por nutrientes, entre os quais o fósforo, que é não móvel no solo (Baker, 2014).

A existência de um nível ótimo de compactação do solo para o crescimento das culturas foi sugerida por Bouwman & Arts (2000), que estudaram uma pastagem, na qual a maior produtividade foi obtida quando submetida a uma intensidade moderada de compactação pelo tráfego de máquinas. Isso é reforçado por Reichert et al. (2007), para quem, mesmo havendo melhoria no armazenamento de água devido à compactação do solo, este efeito ocorre até um determinado nível de compactação a partir do qual ela prejudica o armazenamento de água e o desenvolvimento das plantas.

Os coeficientes de correlação apresentados na Tabela 5, indicam que as variáveis de produção massa de vagens verdes e massa de grãos verdes de feijão-caupi tiveram influência negativa da RSP na camada de 30-40 cm (7,51 MPa) e da RSP máxima (9,54 MPa). Tal resposta reflete a dificuldade da planta em romper a camada do solo em busca de água e nutrientes para o seu desenvolvimento, impondo limitações ao seu estabelecimento e pleno desempenho. Os prejuízos sofridos pelo feijão-caupi devido à compactação severa do solo podem se manifestar sobre a emergência das plantas, altura de plantas, diâmetro do caule, número de folhas, área foliar, produção de massa verde e seca da parte aérea e da raiz, relação raiz/parte aérea, eficiência do uso da água pela cultura e produtividade (Kayombo & Lal, 1994; Dauda & Samari, 2002; Pessoa et al., 2015).

Apesar disto, Segundo Kayombo & Lal (1994) o sistema radicular do feijão-caupi é menos afetado pela compactação do solo do que milho e soja. Inclusive, em solos que formam torrões densos, os cereais cultivados em sucessão podem se beneficiar do afrouxamento do solo pelo maior aprofundamento das raízes do feijão-caupi.

As variáveis de produção massa de vagens verdes e massa de grãos verdes de feijão-caupi foram influenciadas positivamente pelos teores de P e Na no solo e, negativamente, pelo teor de areia fina, a qual foi significativa apenas para MVV. O fato de que as produtividades de vagens e grãos verdes terem sido prejudicadas nas regiões do campo onde o teor de areia

fina do solo foi maior também indica a compactação do solo, para cujo processo a textura do solo é muito importante. Os solos de textura média à moderadamente grosseira (francos, franco arenosos e franco siltosos) são mais susceptíveis à compactação pela maior facilidade de reorganização de suas partículas. O maior teor de areia dos solos de textura areia franca, como o solo da área experimental, os torna mais susceptíveis à compactação do que os franco-arenosos. O aumento da densidade do solo acompanha o aumento da fração areia e pode ser devido à maior capacidade de empacotamento das partículas do solo, pois os grãos de areia têm forma irregular (Bodman & Constantin, 1965; Bacchi, 1976; Richart et al., 2005).

Nas regiões do campo com maiores teores de P no solo as produtividades de grãos e vagens verdes de feijão-caupi também foram beneficiadas, apesar do teor de fósforo (21 mg dm^{-3}) ser considerado médio por Alvarez et al. (1999) e existirem autores que consideram altos teores 15 mg dm^{-3} para a cultura do feijão-caupi em Latossolo Amarelo distrófico (Fernandes et al., 2013) e 20 mg kg^{-1} para o estado de Pernambuco (Silveira et al., 2006). O melhor desempenho da cultura em locais com maiores teores de fósforo se deve a ele ser o macronutriente extraído em menor quantidade e o que mais limita a produção do feijão-caupi, geralmente apresentando disponibilidade insuficiente e elevada capacidade de fixação no solo (Bezerra Neto et al., 2015).

A boa disponibilidade de fósforo para o feijão-caupi proporciona aumento da produção de massa seca da parte aérea, além de beneficiar altura de planta, diâmetro de caule, número de folhas, número de vagens por planta, número de grãos por vagem e massa de mil grãos (Coutinho et al., 2014; Fernandes et al., 2013). A disponibilidade adequada de P favorece o desenvolvimento do sistema radicular, aumentando a absorção de água e nutrientes. A deficiência de fósforo é limitante à produção de massa seca das leguminosas, uma vez que em plantas deficientes neste nutriente promovem maior translocação de fotoassimilados para as raízes, o que reduz a relação matéria seca da parte aérea e da raiz.

As produtividades de grãos e vagens verdes também foram influenciadas positivamente pelos teores de Na no solo, apesar de que teores altos deste nutriente, encontrados em solos de regiões de clima árido e semiárido, em condições de irrigação mal conduzida, são geralmente associados à salinização do solo, a prejuízos ao desenvolvimento e produtividade da maioria das plantas cultivadas e à estrutura do solo (Carvalho, 2008). Apesar disso, o sódio atende aos critérios de essencialidade para as plantas, cumprindo funções de regulação osmótica. Seu papel seria complementar em relação à absorção de outros cátions, como o potássio. Ou seja, o sódio também pode desempenhar as funções do potássio, que

desempenha função no potencial osmótico celular, a qual não lhe é exclusiva.

Neste sentido, foi relatado aumento em produtividade da beterraba devido ao sódio e foi reconhecido que algum teor de sódio sempre é necessário ao desenvolvimento da parte aérea daquela cultura (Carvalho, 2008). Também foi observada correlação positiva entre o teor de sódio no solo e variáveis de qualidade de frutos de melão (Miranda et al., 2008). A influência positiva do Na^+ pode ser devida à atenuação da predominância no solo dos cátions divalentes Ca^{2+} e Mg^{2+} , retidos mais fortemente do que os monovalentes, como o potássio.

Quando se analisou as variáveis massa de vagens secas e massa de grãos secos, observou-se influência significativa, de forma positiva, apenas do pH, o qual é citado frequentemente como a mais importante propriedade química do solo (Fageria & Stone, 2006). Os valores muito altos obtidos neste trabalho (8,37) não justificariam efeitos positivos. Segundo Bezerra Neto et al. (2015), a faixa de pH mais favorável à cultura do feijoeiro comum é de 5,5 a 6,7. Apesar de uma alcalinidade ligeira a moderada ser comum em solos calcários como alguns solos da região de Mossoró, a maioria dos solos agrícolas tem uma faixa de pH de 4,0 a 9,0 e sua determinação pode ser utilizada para prever o comportamento químico dos solos, em especial disponibilidade de nutrientes e presença de elementos tóxicos.

A influência positiva do pH do solo só seria justificada porque o aumento do pH do solo torna mais disponíveis certos micronutrientes importantes, como Boro e Molibdênio, enquanto outros como Al, Fe, Cu, Mn e Zn têm a disponibilidade diminuída, o que seria benéfico quando apresentam altos teores no solo (Bezerra Neto et al., 2015). No caso do ferro, em solos sódicos ocorre redução de sua disponibilidade com o aumento do pH, alcançando valor mínimo ao redor de pH 9. Sob condições de pH alcalino, a solubilidade desse íon é muito baixa e insuficiente para atender às necessidades das plantas (Carvalho et al., 2008).

5.4 Análise da dependência espacial

Os parâmetros dos modelos de semivariogramas (Tabela 6) indicam dependência espacial das variáveis de produção do feijão-caupi e das variáveis a elas correlacionadas. A constatação de dependência espacial indica que os valores desses atributos são espacialmente correlacionados, ou seja, sua distribuição não é casual, e também que o espaçamento usado na amostragem foi suficiente para revelar a dependência entre os valores e que a estatística clássica não é aplicável (Silva et al., 1989).

Os modelos de semivariograma de melhor ajuste foram o exponencial, para MVV,

MGV, RSP₃₀₋₄₀ e P, o esférico para MVS, MGS, RSP_{máx} e Na e o gaussiano, para RSP₀₋₁₀, pH e Areia fina. Conforme classificação de Cambardella et al. (1994), o grau de dependência espacial foi moderado para MVV, MGV e as variáveis de RSP, sendo forte para MVS, MGS, pH e teores de P, Na e areia fina. Apesar dos coeficientes de determinação indicarem o bom ajuste dos modelos, podem-se ressaltar os R² para MGS (0,49) e teor de P no solo (0,33). Os parâmetros da validação cruzada apresentados na Tabela 6 foram empregados na escolha dos modelos de melhor ajuste, em relação a outros testados, tendo sido considerados os menores coeficientes da validação cruzada.

Em relação aos alcances obtidos para a dependência espacial, MVV, MGV, as variáveis de RSP e o pH obtiveram alcances que variaram entre 17,40 e 243,00 m, que são bem maiores do que as dimensões das parcelas experimentais, enquanto que MVS, MGS e teores de P, Na e areia fina, que variaram entre 4,80 e 6,40 m, são mais semelhantes às dimensões das parcelas. O alcance da dependência representa a distância máxima em que os pontos amostrais estão correlacionados espacialmente entre si, ou seja, os pontos localizados numa área de raio igual ao alcance são mais homogêneos entre si do que com aqueles localizados fora desta área. Por isso, parcelas experimentais devem estar separadas por distância maior do que este raio.

Tabela 6 - Parâmetros dos modelos ajustados aos semivariogramas e da validação cruzada de variáveis de produtividade do feijão-caupi e atributos físicos e químicos do solo.

Variável	Modelo	C ₀	C ₀ +C	A (m)	GD	R ²	CR	SE
MVV	Exp	39700	106780	213,00	0,37	0,66	0,589	0,310
MGV ¹	Exp	17480	40260	243,00	0,43	0,71	0,489	0,339
MVS ²	Esf	360	15620	5,60	0,02	0,79	0,096	0,354
MGS ²	Esf	180	10200	5,40	0,02	0,49	0,021	0,386
RSP ₀₋₁₀	Gau	0,017	0,038	17,40	0,45	0,82	1,025	0,174
RSP ₃₀₋₄₀	Exp	3,10	7,35	29,30	0,42	0,95	0,930	0,206
RSP _{Máx}	Esf	3,80	10,22	29,25	0,37	0,94	1,011	0,167
pH	Gau	0,05	0,285	20,33	0,18	0,90	0,910	0,010
P	Exp	7,70	63,67	5,10	0,12	0,33	0,248	0,391
Na ¹	Esf	1,50	70,70	4,80	0,02	0,91	0,193	0,380
Areia fina ²	Gau	0,01	10,12	6,40	0,00	0,88	0,087	0,128

MVV = Massa de Vagens Verdes; MGV = Massa de Grãos Verdes; MVS = Peso de Vagens Secas; MGS = Massa de Grãos Secos; RSP₀₋₁₀ = Resistência do Solo à Penetração na camada de 0-10cm; RSP₃₀₋₄₀ = Resistência do Solo à Penetração na camada de 30-40cm; RSP_{máx} = Resistência Máxima do Solo à Penetração; PROF_{máx} = Profundidade Máxima Alcançada pelo Penetrômetro; C₀ = efeito pepita, C_{0+C} = patamar; A = alcance; Exp = Exponencial; Esf = Esférico; Gau = Gaussiano; GD = grau de dependência espacial. R² = coeficiente de determinação do modelo de semivariograma; CR = coeficiente da regressão de validação cruzada; SE = erro padrão na validação cruzada. Active lag = 30 m; lag = 3,2 m. ¹Active lag=20 m; lag = 3,2 m. ²Active lag=20m; lag = 4,2 m.

As variáveis MVV e MGV apresentam grau moderado de dependência espacial e

coeficientes de correlação ao redor de 0,70. Os grandes alcances da dependência espacial (213 e 243 m) obtidos caracterizam uma grande continuidade na distribuição da variável e são devidos as práticas de manejo do solo adotados (Santos et al., 2012), além de indicar que dentro da área estudada todos os valores amostrados são correlacionados (dependentes) entre si. Para estas variáveis não foi atendido o pressuposto de independência entre amostras, exigido pela estatística clássica, porém os parâmetros dos semivariogramas são utilizados para interpolação de valores por krigagem.

As variáveis MVS e MGS apresentaram modelos de semivariogramas com forte dependência espacial, apesar do coeficiente de determinação baixo de MGS, e seus alcances demonstram que a dependência espacial se manifestou dentro das dimensões das parcelas experimentais, de forma que não invalidariam os pressupostos da estatística clássica para o delineamento experimental utilizado. Segundo Andrade et al. (2005), com um modelo de dependência espacial de variáveis do solo, a geoestatística possibilita estimar valores em locais não amostrados, viabilizando o mapeamento da variável. Isso pode auxiliar a distribuir melhor das parcelas e experimentos em campo, assim como o manejo mais racional de insumos agrícolas.

Outra constatação feita é a de que as variáveis referentes a características químicas do solo apresentaram forte dependência espacial, enquanto que as variáveis de resistência apresentaram dependência tendendo a moderada. A forte dependência espacial de atributos pode ser devida a variações intrínsecas do solo, como textura e mineralogia, enquanto que variações extrínsecas, como aplicação de fertilizantes e preparo do solo, podem controlar os atributos que apresentam dependência espacial fraca (Cambardella et. al., 1994). Além disso, os coeficientes de determinação das variáveis de solo, com exceção do teor de fósforo, indicam maior representatividade dos modelos, em relação às variáveis de produtividade. Quanto aos alcances definidos pelos modelos, as variáveis de resistência do solo apresentaram alcances próximos entre si (17 a 29 m), indicando que a distância entre amostras, para serem independentes entre si, teria que ser maior do que as dimensões das parcelas deste trabalho.

5.5 Semivariogramas cruzados

Após a identificação de possíveis relações de causa e efeito, por meio da análise de correlação, também se observou correlação espacial por meio do semivariograma cruzado entre as variáveis MVV e MGv com todas as variáveis significativas pela análise de

correlação. Estes semivariogramas cruzados apresentaram relações efeito pepita/patamar indicando dependências espaciais conjuntas fortes e moderadas (Tabela 7). No entanto, os modelos ajustados nem sempre apresentaram coeficientes de determinação satisfatórios, como no caso das variáveis MVV x Areia fina que, além do baixo R^2 , foi o que apresentou o grau mais fraco de dependência espacial, comparado com os outros.

As variáveis de solo se correlacionaram espacialmente com MVV a distâncias entre 27,90 e 143,67, bem maiores do que as dimensões das parcelas experimentais. Isso indica que a influência destas variáveis sobre a MVV se manifestou continuamente dentro de toda a área. O semivariograma cruzado difere do semivariograma simples porque envolve o produto das diferenças de duas variáveis distintas. O alcance neste caso representa a distância máxima de dependência espacial entre as duas variáveis. Já o patamar, se existir, deve aproximar-se do valor da covariância entre as duas variáveis. Assim, quando as duas forem de correlação inversa, isto é, quando uma aumenta a outra diminui, o semivariograma cruzado será negativo (Miguel, 2010) como ocorreu no presente trabalho.

Em relação à MGV, a dependência espacial cruzada com as variáveis a ela correlacionadas foi verificada por graus de dependência espacial em geral altos e coeficientes de determinação indicando bom ajuste dos modelos, com exceção dos semivariogramas cruzados de MGV x P e MGV x Na, os quais também são aqueles nos quais o alcance da dependência espacial cruzada é menor, ou seja, elas variam conjuntamente em distâncias entre 6,10 e 8,90 m, pouco maiores do que as dimensões das parcelas do experimento.

Tabela 7 - Parâmetros dos modelos ajustados aos semivariogramas cruzados de variáveis de produtividade do feijão-caupi com variáveis a elas correlacionadas.

Variável	Modelo	C_0	C_0+C	A (m)	GD	R^2	SQR
MVV x RSP ₀₋₁₀	Esf	5,60	26,92	71,00	0,21	0,51	100
MVV x RSP _{Max}	Gau	-13,00	-424,80	45,00	0,03	0,88	10285
MVV x P	Esf	83,00	485,10	27,90	0,17	0,61	75955
MVV x areiafina	Exp	-61,80	-123,70	143,67	0,50	0,03	9778
MVV x Na	Esf	195,00	879,20	51,00	0,22	0,58	136898
MGV x RSP ₀₋₁₀	Gau	5,21	30,44	82,00	0,17	0,63	28
MGV x RSP ₃₀₋₄₀	Gau	-59,90	-171,30	38,40	0,35	0,67	3865
MGV x RSP _{Max}	Gau	-35,10	-222,30	38,70	0,16	0,85	3896
MGV x P	Exp	0,10	278,70	8,90	0,00	0,15	39697
MGV x Na	Esf	1,00	363,50	6,10	0,01	0,23	48951
MVS x pH	EPP	-	-	-	-	-	-
MGS x pH	EPP	-	-	-	-	-	-

MVV = Massa de Vagens Verdes; MGV = Massa de Grãos Verdes; MVS = Peso de Vagens Secas; MGS = Massa de Grãos Secos; RSP₀₋₁₀ = Resistência do Solo à Penetração na camada de 0-10cm; RSP₃₀₋₄₀ = Resistência do Solo à Penetração na camada de 30-40cm; RSP_{max} = Resistência Máxima do Solo à Penetração; PROF_{max} = Profundidade Máxima Alcançada pelo Penetrômetro; EPP = efeito pepita puro; Active lag = 33 m; lag = 3 m. Exp = Exponencial; Esf = Esférico; Gau = Gaussiano. REPP = relação efeito pepita/patamar.

Enquanto isso, os semivariogramas cruzados de MVS e MGS com o pH mostraram ausência de correlação espacial na área experimental, configurada pelo modelo efeito pepita puro de semivariograma. Este modelo é obtido quando não existe correlação espacial, sendo a variação totalmente aleatória, ou devido a erros de medidas ou de amostragem, ou quando a distância de amostragem é muito grande e não detecta a variação a distâncias menores (Cambardella et al., 1994). Ou seja, não foi verificada variação conjunta entre essas variáveis no espaço, o que é confirmado pela comparação visual entre as figuras das variáveis, obtidas após interpolação. Segundo Miguel (2010) isto indica baixa correlação entre as variáveis.

5.6 Mapas de isovalores

Os mapas representando as produtividades de feijão-caupi determinadas neste trabalho (Figura 5) localizam no campo as regiões de maior e menor produtividade, as quais nem sempre coincidem para grãos e vagens verdes em relação aos secos. As figuras de isovalores das produtividades de feijão-caupi, como se espera, são muito semelhantes quando se compara grãos e vagens verdes entre si e grãos e vagens secas entre si. Porém, existe uma região bem definida de maiores produtividades dos dois tipos, da metade para a parte inferior do mapa, sendo mais evidente na extremidade inferior direita. No caso de grãos e vagens verdes, as maiores produções estão localizadas na parte superior do mapa, em toda largura da área, e na parte inferior principalmente no lado direito da área. As menores produções se concentram em uma faixa que vai das coordenadas 20 a 40 m no lado esquerdo e se estende até o lado direito, com uma faixa ascendente de maiores produtividades do meio para o lado direito da área.

No caso de grãos e vagens secas, também existe uma região de maiores produtividades na parte superior do mapa e também uma faixa em uma região central do mapa e na extremidade inferior direita do mapa. O que diferencia os mapas de produtividade de grãos e vagens secas dos mapas de grãos e vagens verdes são as regiões de baixa produtividade nas extremidades inferior e superior esquerda do mapa dos mapas de grãos e vagens secas, os quais também possuem uma faixa de baixas produtividades iniciando-se no lado esquerdo do mapa, entre as coordenadas 15 e 45, e se estende em direção ao centro da área.

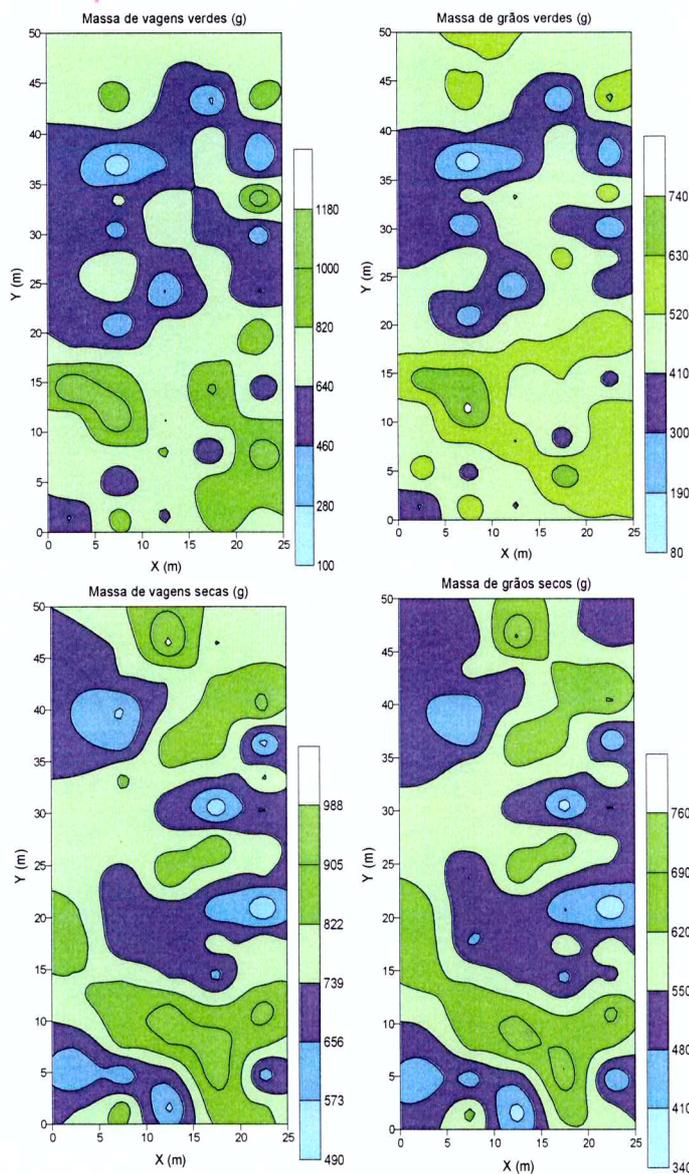


Figura 6- Figuras de isovalores da produtividade de vagens e de grãos de feijão-caupi na área do experimento.

Os mapas das variáveis de resistência do solo à penetração que se correlacionaram com as variáveis de produtividade estão apresentadas na Figura 7. A RSP na camada de 0-10 cm tem predominância de valores baixos em toda área, apresentando seus maiores valores nas bordas da área. Isso é devido ao maior tráfego nas bordas do campo, devido principalmente às manobras de máquinas.

Enquanto isso, a RSP na camada de 30-40 cm e a RSP máxima apresentaram distribuição de valores muito semelhante, na qual os menores valores predominam na parte inferior da figura, abaixo da coordenada Y de 20 m, e os maiores valores predominam desta coordenada para cima. Deve-se ressaltar que, principalmente no caso da resistência máxima, os menores valores apresentados ainda são superiores aos valores críticos já citados.

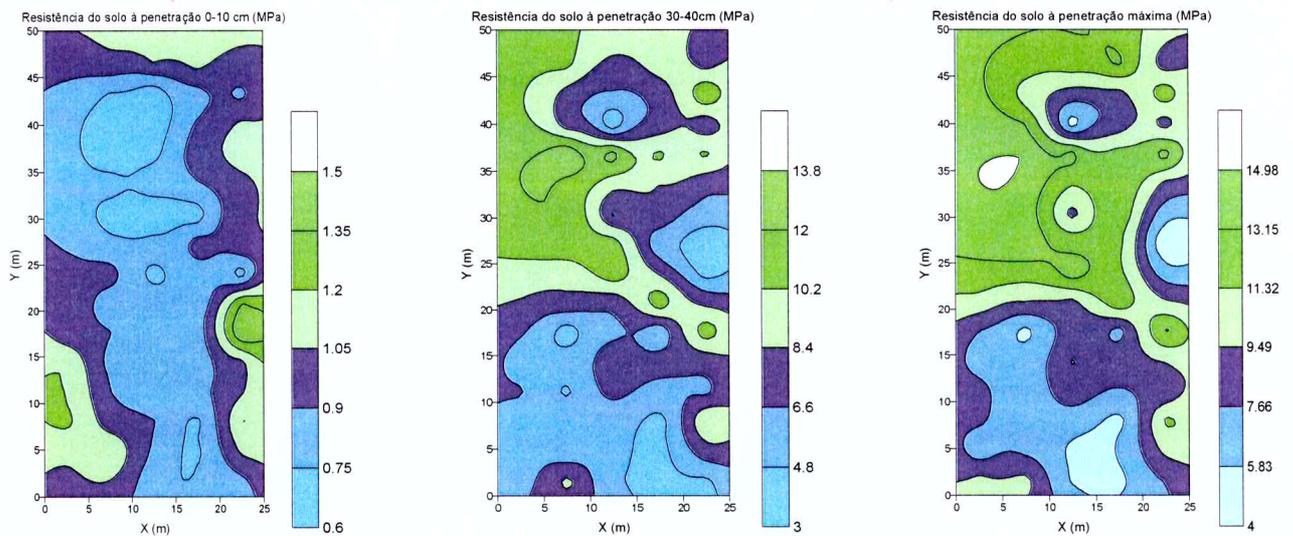


Figura 7 - Figuras de isovalores da resistência do solo à penetração nas camadas 0-10 cm e 30-40 cm e da resistência máxima na área cultivada com feijão-caupi.

Os mapas das características do solo correlacionadas com as variáveis de produtividade de grãos e vagens verdes e secas do feijão-caupi estão apresentados na Figura 8. No caso da areia fina, predominam na área os menores valores, com pequenas regiões apresentando valores mais altos, principalmente no lado esquerdo inferior da área. O pH do solo, apresenta uma distribuição de valores crescentes em direção ao lado direito da área, provavelmente acompanhando a declividade do terreno. Essa distribuição se dá em faixas bem delineadas. Enquanto isso, os mapas de teores de fósforo e de sódio apresentam várias regiões distribuídas mais aleatoriamente na área, mas com predominância de valores mais baixos de fósforo, apesar de serem considerados adequados. Entretanto, existe uma ligeira predominância dos teores mais altos de sódio na área.

A correlação positiva entre as produtividades de grãos e vagens verdes (Figura 6) e RSP na camada de 0 a 10 cm (Figura 7) não pode ser verificada visualmente quando se compara as respectivas figuras de isovalores. A resistência à penetração é mais baixa na maior parte da área, com regiões mais compactadas nas bordas da área, o que é comum, pois se trata de locais de maior trânsito de pessoas e máquinas. A compactação superficial aumenta de forma progressiva do meio para as bordas da área. Havendo pequenas regiões onde coincidem valores mais baixos de ambas variáveis e regiões onde coincidem valores mais altos de cada variável.

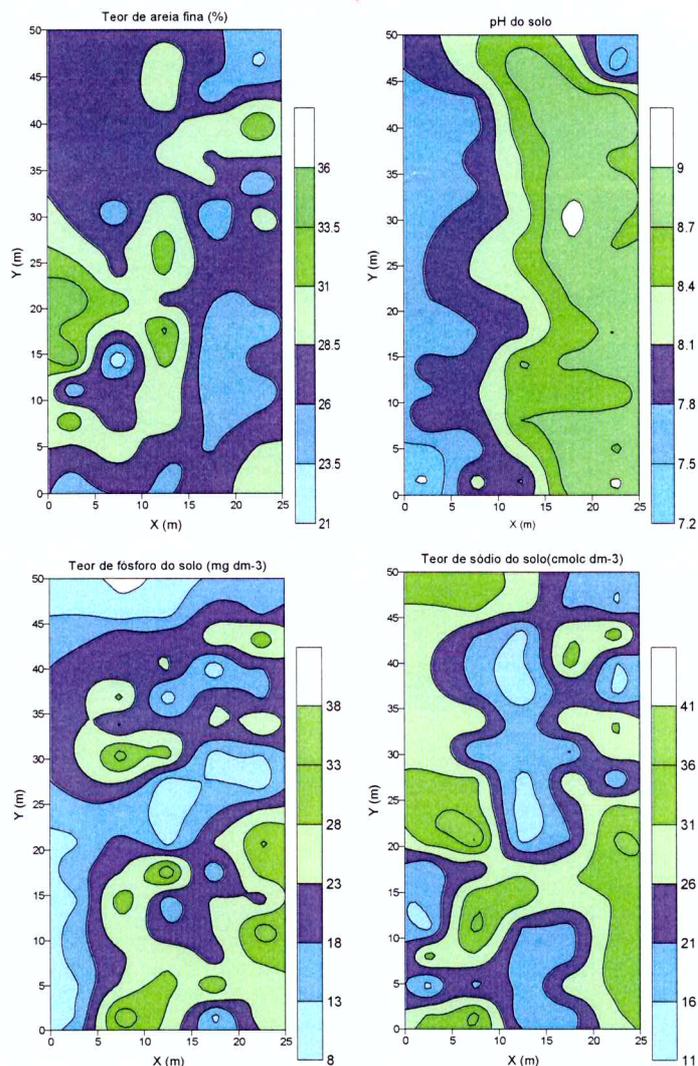


Figura 8 - Figuras de isovalores do pH do solo e dos teores de areia fina, fósforo e sódio em área cultivada com feijão-caupi.

A identificação visual da correlação negativa entre as variáveis de produtividade de grãos e vagens verdes e RSP de 30 a 40 cm é possível pela observação de valores mais baixos de RSP coincidindo com valores mais altos de produtividade em toda extremidade inferior das figuras, bem como na lateral esquerda das figuras, ao redor da coordenada de 20 m, em direção à parte superior. Essa comparação é válida quando feita entre figuras das variáveis de produtividade de grãos e vagens verdes com a RSP máxima, também correlacionadas negativamente. A grande semelhança entre os mapas de RSP na camada de 30-40 cm e de RSP máxima indica que a RSP máxima ocorreu principalmente naquela camada e que os valores extremamente altos daquela camada foram os mais significativos para a compactação da área. Neste caso, os mapas são muito úteis para se realizar a descompactação do solo apenas nos locais que apresentam valores de RSP restritivos à cultura.

Outras variáveis que apresentaram correlação negativa foram as produtividades de

grãos e vagens verdes (Figura 6) com o teor de areia fina do solo (Figura 8). Neste caso, na parte superior das figuras coincidem valores mais altos de produtividade com teores mais baixos de areia fina, enquanto que na lateral direita das figuras, do centro para baixo, coincidem valores mais altos de produtividade com teores mais baixos de areia fina.

Quando se verifica a correlação das variáveis produtividades de grãos e vagens verdes (Figura 6) com o teor de fósforo do solo (Figura 8), que foi positiva, as figuras de isovalores de tais variáveis apresentam grande semelhança em regiões de valores mais altos e mais baixos de cada variável. A exceção é a parte superior da área, onde predominam valores mais altos de produtividade com os menores teores de fósforo no solo. Essa mesma comparação pode ser feita para as variáveis produtividades de grãos e vagens verdes (Figura 6) com o teor de sódio do solo (Figura 8), com a ressalva de que no centro da parte inferior das figuras, coincidem regiões com valores mais altos de produtividade com teores mais baixos de sódio.

A comparação das figuras de isovalores das produtividades de grãos e vagens secas (Figura 6) com a figura do pH do solo (Figura 8) não é conclusiva para uma análise visual da correlação positiva entre as variáveis, apesar de haver regiões do campo onde coincidem valores altos de pH com valores altos de produtividade, da mesma maneira que existem regiões onde coincidem valores baixos de tais variáveis. Entretanto, o mapa do pH do solo permite uma localização muito boa das regiões com níveis diferentes de pH, que vão aumentando da esquerda para a direita da área, o que pode ser causado pelo método de irrigação, qualidade da água de irrigação e alguns fertilizantes. No campo, essas faixas relativamente uniformes e bem delineadas, de diferentes pH, poderiam ser manejadas de forma diferente com fins de recuperação do solo. Entre os corretivos recomendados para reduzir o pH dos solos alcalinos está o ácido sulfúrico (Maia et al., 2001).

6 CONCLUSÕES

Foi observada na área experimental dependência espacial das variáveis de produtividade do feijão caupi analisadas e de atributos químicos e físicos do solo.

Existe correlação espacial das massas de vagens e de grãos verdes do feijão-caupi com variáveis de resistência do solo à penetração e teores de fósforo, sódio e de areia fina do solo.

As massas de vagens e de grãos secos do feijão-caupi correlacionaram-se apenas com o pH do solo, mas não houve correlação espacial.

REFERÊNCIAS

- Albuquerque, J. A.; Reinert, D. J.; Fiorin, J. E. Variabilidade de solo e planta em Podzólico Vermelho-Amarelo. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 20, n. 1, p. 151-157, 1996.
- Almeida, F. S.; Míngotte, L. C.; Lemos, L. B.; Santana, M. J. Desempenho agrônômico de cultivares de feijão-caupi em função das épocas de semeadura no cerrado de Uberaba-MG. *Revista Caatinga*, v. 30, n. 2, p. 361-369, 2017.
- Alvarez, V. H. V.; Novais, R. F.; Barros, N. F.; Cantarutti, R. B.; Lopes, A. S. Interpretação dos resultados das análises de solos. In: Ribeiro, A.C. et al. COMISSÃO DE FERTILIDADE DO SOLO DO ESTADO DE MINAS GERAIS - CFSEMG. Recomendação para o uso de corretivos e fertilizantes em Minas Gerais: 5ª Aproximação. Viçosa: MG, Embrapa/UFV/SBCS. Cap. 5, p. 25–32, 1999.
- Amaro Filho, J.; Negreiros, R. F. D; Assis Júnior, R. N.; Mota, J. C. A. Amostragem e variabilidade espacial de atributos físicos de um latossolo vermelho em Mossoró, RN. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 31, n. 3, p. 415-422, 2007.
- Andrade, F. N.; Rocha, M. M.; Gomes, R. L. F.; Freire Filho, F. R. Ramos, S. R. R. Estimativa de parâmetros em genótipos de feijão-caupi avaliados para feijão fresco. *Revista Ciência Agrônômica*, v. 41, n. 2, p. 253-258, 2010.
- Andrade, A. R. S.; Guerrini, I. A.; Garcia, C. J. B.; Katez, I.; Guerra, H. O. C. Variabilidade espacial da densidade do solo sob manejo da irrigação. *Ciência e Agrotecnologia*, v. 29, n. 2, p. 322-329, 2005.
- ASAE - American Society of Agricultural Engineers. Soil cone penetrometer - ASAE S 313.3. St. Joseph, 2004.
- Assis, R. L.; Lazarini, G. D.; Lancas, K. P.; Cargnelutti Filho, A. Avaliação da resistência do solo à penetração em diferentes solos com a variação do teor de água. *Engenharia Agrícola*, v. 29, n. 4, p. 558-568, 2009.
- Bacchi, O. O. S. Efeitos da compactação sobre o sistema solo-planta em cultura de cana-de-açúcar. Piracicaba, 1976. 67 f. Dissertação (Mestrado em energia Nuclear na Agricultura). Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.
- Baker, A.T. Soil Compaction and Agricultural Production: A Review. In: Proceedings of the International Soil Tillage Research Organization (ISTRO) Nigeria Symposium, Akure, Nigeria. p. 182 – 187, 2014.
- Barreto, H. B. F.; Medeiros, J. F. Curva característica de água do solo em um argissolo vermelho-amarelo sob sistema de plantio direto e convencional. In: Reunião Sulamericana para Manejo e Sustentabilidade da irrigação em regiões áridas e semiáridas, 2. Cruz das Almas-BA, 2011.
- Barros, M. A.; Rocha, M. M.; Gomes, R. L. F.; Silva, K. J. D.; Neves, A. C. Adaptabilidade e estabilidade produtiva de feijão-caupi de porte semiprostrado. *Pesquisa Agropecuária*

Brasileira, v. 48, n. 4, p. 403-410, 2013.

Berg, M. V. D.; Klamt, E. Variabilidade espacial de características de solo na região do Planalto Médio, RS: I. Análise de variância por amostragem aninhada. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 21, n. 3, p. 393-399, 1997.

Bertolani, F. C.; Vieira, S. R. Variabilidade espacial da taxa de infiltração de água e espessura do horizonte A, em um Argilossolo Vermelho-Amarelo, sob diferentes usos. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 25, n. 4, p. 987-995, 2001.

Beutler, A. N.; Centurion, J. F. Compactação do solo no desenvolvimento radicular e na produtividade de soja. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, Brasília, v.39, n.6, p.581-8, 2004.

Bezerra Neto, E.; Barreto, L. P.; Coelho, J. B. M. Considerações sobre nutrição mineral e o caso do feijão vigna. *Anais da Academia Pernambucana de Ciência Agrônômica*, v. 11-12, p.85-120, 2014-2015.

Bodman, G. B.; Constantin, G. K. Influence of particle size distribution in soil compaction. *Hilgardia*, v.36, n. 15, p.567-591, 1965.

Bottega, E. L.; Bottega, S. P.; Silva, S. A.; Queiroz, D. M.; Souza, C. M. A.; Rafull, L. Z. L. Variabilidade espacial da resistência do solo à penetração em um Latossolo Vermelho distroférico. *Revista Brasileira de Ciências Agrárias*, v. 6, n. 2, p. 331-336, 2011.

Bouwman, L. A.; Arts, W. B. M. Effects of soil compaction on the relationships between nematodes, grass production and soil physical properties. *Applied Soil Ecology*. v. 14, n. 3, p. 213–222, 2000.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Instrução Normativa nº 12 de 28 mar. 2008. *Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil*, Brasília, DF, 31 mar. Seção 1, p. 11-14, 2008.

Bregt, A. K.; Mcbratney, A. B.; Wopereis, M. C. S. Construction of isolinear maps of soil attributes with empirical confidence limits. *Soil Science Society of America Journal*, v. 55, n. 1, p. 14-19, 1991.

Busscher, W. J.; Bauer, P. J.; Camp, C. R.; Sojka, R. E. Correction of cone index for soil water content differences in a coastal plain soil. *Soil Tillage Research*, v.43, n. 3-4, p.205-217, 1997.

Burgess, T. M.; Webster, R. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. In: Burgess, T.M.; Webster, R., eds. *The semivariogram and punctual kriging*. *Journal of Soil Science*, v, 31, n. 3, p. 315-331, 1980.

Camargo, O. A.; Alleoni, L. R. F. Compactação do solo e o desenvolvimento das plantas. Piracicaba: ESALQ, 1997. 132p.

Camargo, L. A.; Marques Júnior, J.; Pereira, G. T. Spatial variability of physical attributes of an Alfisol under different hillslope curvatures. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v.34, n. 3, p.617-630, 2010.

Camargo, E. C. G. Geoestatística: fundamentos e aplicações. In: Câmara, G.; Medeiros, J.S. (ed.) Geoprocessamento para projetos ambientais. São José dos Campos: INPE, 1998. Disponível em: <http://www.dpi.inpe.br/gilberto/tutoriais/gis_ambiente/5geoest.pdf>. Acesso em: 29 nov. 2016.

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 of America Journal*, v. 58, n. 4, p. 1501-1511, 1994.

Canarache, A. PENETR - a generalized semi-empirical model estimating soil resistance to penetration. *Soil Tillage Research*, v. 16, n. 1-2, p. 51-70, 1990.

Carmo Filho, F.; Oliveira, O. Mossoró: um município do semi-árido nordestino. Características climáticas. aspectos florísticos. Mossoró: ESAM, 1989, 62 p. (Coleção Mossoroense, Série B, n.672).

Carvalho, J. R. P. de; Silveira, P. M. da; Vieira, S. R. Geoestatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, v. 37, n. 8, p. 1151-1159, 2002.

Carvalho, G. J.; Carvalho, M. P.; Freddi, O. S.; Martins, M. V. Correlação da produtividade do feijão com a resistência à penetração do solo sob plantio direto. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, v. 10, n. 3, p. 765-771, 2006.

Carvalho, K. F. Produção e composição mineral de beterraba sob doses de sódio e potássio, em solução nutritiva. 2008, 52 f. Dissertação (Mestrado em Solos). Universidade Federal de Lavras, Lavras.

Castelletti, C. H. M.; Costa, A. F. Feijão-caupi: alternativa sustentável para os sistemas produtivos. *Pesquisa Agropecuária Pernambucana*, v. 18, n. 1, p. 1-2, 2013.

Cavalcante, E. G. S.; Alves, M. C.; Pereira, G. T.; Souza, Z. M. Variabilidade espacial de MO, P, K e CTC do solo sob diferentes usos e manejos. *Ciência Rural*, v.37, n. 2, p.394-400, 2007.

Cherubin, M. R.; Santi, A. L.; Tonini Eitelwein, M.; Menegol, D. R.; Da Ros, C. O.; de Castro Pias, O. H.; Berghetti, J. Eficiência de malhas amostrais utilizadas na caracterização da variabilidade espacial de fósforo e potássio. *Ciência Rural*, v. 44, n. 3, p. 425-432, 2014.

CONAB - Companhia Nacional de Abastecimento. Acompanhamento da safra brasileira de grãos, v.2 - Safra 2014/15, n.10 - Décimo levantamento, Brasília, p. 1-109, julho 2015. Disponível em: <http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=1252&t=2&Pagina_objemsconteudos=2#A_objemsconteudos>. Acessado em: 24 fev. 2016.

Corá, J. E.; Araújo, A. V.; Pereira, G. T.; Beraldo, J. M. G. variabilidade espacial de atributos do solo para adoção do sistema de agricultura de precisão na cultura de cana-de-açúcar. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 28, n. 6, p. 1013-1021, 2004.

Coutinho, P. W. R.; Silva, D. M. S.; Saldanha, E. C. M.; Okumura, R. S.; Silva Júnior, M. L. Doses de fósforo na cultura do feijão-caupi na região nordeste do Estado do Pará *Revista*

Agro@ambiente On-line, v. 8, n. 1, p. 66-73, 2014.

Couto, E. G.; Klamt, E.; Stein, A. Estimativa do teor de argila e do potássio trocável em solos esparsamente amostrados no sul do estado do Mato Grosso. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v.24, n. 1, p.129-139, 2000.

Cunha, E. Q.; Stone, L. F.; Moreira, J. A. A.; Ferreira, E. P. B.; Didonet, A. D.; Leandro, W. M. Sistemas de preparo do solo e culturas de cobertura na produção orgânica de feijão e milho. I - Atributos físicos do solo. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 35, n. 2, p. 589-602, 2011.

Cunha, A. M.; Lani, J. L.; Santos, G. R.; Fernandes Filho, E. I.; Trindade, F. S.; Souza, E. Espacialização da precipitação pluvial por meio de krigagem e cokrigagem. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, v. 48, n. 9, p. 1179-1191, 2013.

Dauda, A.; Samari, A. Cowpea yield response to soil compaction under tractor traffic on a sandy loam soil in the semi-arid region of northern Nigeria. *Soil & Tillage Research*, v. 68, n. 1, p. 17-22, 2002.

De Maria, I. C. Atributos físicos do solo e crescimento radicular de soja em Latossolo Roxo sob diferentes métodos de preparo do solo. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 23, n. 3, p. 703- 709, 1999.

Dexter, A. R.; Czyz, E. A.; Gate, O. P. A method for prediction of soil penetration resistance. *Soil & Tillage Research*, v. 93, n. 2, p. 412-419, 2007.

EMBRAPA - Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Comunicado Técnico: Como produzir mais milho ou feijão-caupi em cultivo consorciado no semiárido do meio-norte brasileiro. Teresina: Embrapa Meio-Norte, 5p., 2014.

EMBRAPA - Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Centro Nacional de Pesquisas de Solos. Manual de métodos de análises de solos. 2.ed. Rio de Janeiro: Embrapa Solos, 230p., 2011.

Ettema, C. H.; Wardle, D. A. Spatial soil ecology. *Trends in Ecology & Evolution*, v. 17, n. 4, p. 177-183, 2002.

Fageria, N. K; Stone, L. F. Qualidade do solo e meio ambiente Santo Antônio de Goiás: Embrapa Arroz e Feijão, 2006. 35 p. - (Documentos / Embrapa Arroz e Feijão, 197)

Fernandes, A. R.; Fonseca, M. R.; Braz, A. M. S. Produtividade de feijão caupi em função da calagem e fósforo. *Revista Caatinga*, v. 26, n. 4, p. 54-62, 2013.

Fietz, C. R. Variabilidade espacial do armazenamento de água no solo visando o manejo da irrigação por aspersão. 1998. 97 f. Tese (Doutorado Irrigação e Drenagem). Curso de Pós-Graduação em Agronomia, ESALQ, Piracicaba, 1998.

Freire Filho, F. R. Feijão-caupi no Brasil: produção, melhoramento genético, avanços e desafios. ed. Produção e importância econômica. 1.ed. Teresina: Embrapa Meio-Norte, 84p. 2011.

- Freitas, R. M. O; Dombroski, J. L. D.; Freitas, F. C. L.; Nogueira, N. W.; Procópio, I. J. S. Produção de feijão-caupi sob efeito de veranico nos sistemas de plantio direto e convencional. *Semina: Ciências Agrárias*, v. 34, n. 6, suplemento 1, p. 3683-3690, 2013.
- Freitas, R. M. O; Dombroski, J. L. D.; Freitas, F. C. L.; Nogueira, N. W.; Pinto, J. R. S. Crescimento de feijão-caupi sob efeito de veranico nos sistemas de plantio direto e convencional. *Bioscience Journal*, v. 30, n. 2, p. 393-401, 2014.
- Freitas, T. G. G.; Silva, P. S. L.; Do Vale, J. C.; Silva, E. M. Rendimento de grãos verdes e análise de trilha em variedades tradicionais de feijão-caupi. *Revista Caatinga* v. 29, n. 4, p. 866-877, 2016.
- Furtado, G. F.; Sousa, J. J. R.; Xavier, D. A.; Andrade, E. M. G.; Sousa, J. R. M. Pigmentos fotossintéticos e produção de feijão *Vigna unguiculata* L. Walp. sob salinidade e adubação nitrogenada. *Revista Verde de Agroecologia e Desenvolvimento Sustentável*, v. 9, n. 2, p. 291-299, 2014.
- Grego, C. R.; Oliveira, R. P.; Vieira, S. R. Geoestatística aplicada a agricultura de precisão. In: Bernardi, A. C. C.; Naime, J. M.; Resende, A. V.; Bassoi, L. H.; Inamasu, R. Y., editores técnicos. In: *Agricultura de precisão: resultados de um novo olhar*. Brasília, DF: Embrapa, p. 74-83, 2014.
- Grondona, M.; Cressie, N. Using spatial considerations in the analysis of experiments. *Technometrics*, v. 33, n. 4, p. 381-392, 1991.
- Gubiani, P. I.; Reinert, D. J.; Reichert, J. M.; Gelain, N.S. Ksat 2008 – programa computacional auxiliar na determinação da condutividade hidráulica do solo saturado pelo método do permeâmetro de carga decrescente. In: REUNIÃO BRASILEIRA DE MANEJO E CONSERVAÇÃO DO SOLO E DA ÁGUA, 17., 2008. Anais... Rio de Janeiro: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2008. 1 CD ROM
- Guerra, J. V. S.; Carvalho, A. J.; Medeiros, J. C.; Souza, A. A.; Brito, O. G. Performance agrônômica de genótipos de feijão-caupi eretos e semieretos no norte de Minas Gerais. *Revista Caatinga*, v. 30, n. 3, p. 679-686, 2017.
- Guimarães, C. M. Efeitos fisiológicos do estresse hídrico. 1998. 205 f. Tese (Doutorado em Fitotecnia) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, 1998.
- INPE. Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais. Precipitação de estações espaciais. Disponível em: <<http://www.bancodedados.cptec.inpe.br>>. Acesso em: 10 Set. 2017.
- Kayombo, B.; Lal, R. Responses of tropical crops to soil compaction. In: Soane, B. D.; Van Ouwerkerk, C. *Soil compaction in crop production*. Amsterdam: Elsevier, p. 287-316, 1994.
- Kozlowski, T. T. Soil compaction and growth of woody plants. *Scandinavian Journal of Forest Research*, v. 14, n. 6, p. 569-619, 1999.
- Lima, J. R. S.; Antonino, D. A. C.; Lira, C. A. B. O.; Souza, E. S.; Silva, I. F. Balanço de energia e evapotranspiração de feijão caupi sob condições de sequeiro. *Revista Ciência Agrônômica*, v. 42, n. 1, p. 65-74, 2011.

Lima, C. L. R.; Reinert, D. J.; Reichert, J. M.; Suzuki, L. E. A. S. Produtividade de culturas e resistência à penetração de Argissolo Vermelho sob diferentes manejos. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, v. 45, n. 1, p. 89-98, 2010.

Machado, L. O.; Lana, A. M. Q.; Lana, R. M. Q.; Guimarães, E. C.; Ferreira, C. V. Variabilidade espacial de atributos químicos do solo em áreas sob sistema de plantio convencional. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 31, n. 3, p. 591-599, 2007.

Maia, C. E.; Moraes, E. R. C.; Oliveira, M. Estimativa de carbonato de cálcio aplicado via água de irrigação nas regiões da Chapada do Apodi e Baixo Açu, RN. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, v. 5, n.1, p. 71-75, 2001.

Martins, M. V.; Carvalho, M. P.; Andreotti, M.; Montanari, R. Correlação linear e espacial entre a produtividade do feijoeiro e atributos físicos de um Latossolo Vermelho distroférrico de Selvíria, Estado de Mato Grosso do Sul. *Acta Scientiarum Agronomy*, v. 31, n. 1, p. 147-154, 2009.

Matoso, A. O.; Soratto, R. P.; Ceccon, G.; Figueiredo, P. G.; Neto, A. L. N. Desempenho agrônomico de feijão-caupi e milho semeados em faixas na safrinha. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, v. 48, n. 7, p. 722-730, 2013.

Medeiros, J. L. F. Variabilidade espacial da resistência à penetração e do teor de água em solo cultivado com cana-de-açúcar no litoral sul potiguar. 2015. 62 f. Dissertação (Mestrado em Manejo de Solo e Água), Universidade Federal Rural do Semi-Árido, Mossoró.

Mello, C. R.; Viola, M. R.; Mello, J. M.; Silva, A. M. Continuidade espacial de chuvas intensas no estado de Minas Gerais. *Ciência e Agrotecnologia*, v. 32, n. 2, p. 532-539, 2008.

Miguel, F. R. M. Variabilidade espacial de atributos do solo e produtividade em área cultivada com cana-de-açúcar. , 2010. 80 fl. Dissertação (Mestrado em Agricultura Tropical e Subtropical) – Instituto Agrônomico, Campinas.

Miranda, N. O. Variabilidade espacial de componentes de produção na cultura do meloeiro fertirrigado. Fortaleza, 2004. 135f. Tese (Doutorado em Agronomia, Fitotecnia) – Universidade Federal do Ceará, Fortaleza.

Miranda, N. O.; Medeiros, J. F.; Levien, S. L. A. Relações entre cátions trocáveis do solo e suas correlações com a qualidade de frutos de melão. *Horticultura Brasileira*, v. 26, n. 2, p. 271-275, 2008.

Moraes, M. T.; Debiasi, H.; Franchini, J. C.; Silva, V. R. Correction of resistance to penetration by pedofunctions and a reference soil water content. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 36, n. 6, p. 1704-1713, 2012.

Nascimento, S. P. N.; Bastos, E. A.; Araujo, E. C. E.; Filho, F. R. F.; Silva, E. M. Tolerância ao déficit hídrico em genótipos de feijão - caupi. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, v. 15, n. 8, p. 853-860, 2011.

Oliveira, F. A. de; Silva, T. G.; Oliveira, C. B. C. Efeito de tensões de água no solo sobre o rendimento do algodoeiro herbáceo. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, v. 34, n. 10, p. 1905-

1911, 1999.

Oliveira, I. P.; Carvalho, A. M. A cultura do caupi nas condições de clima e de solo dos trópicos úmidos do semi-árido do Brasil. In: Araújo, J. P. P.; Watt, E. E. (Orgs.). O caupi no Brasil. Brasília: International Institute of Tropical Agriculture- Embrapa, p. 63-96, 1988.

Oliveira Filho, F. X.; Miranda, N. O.; Medeiros, J. F.; Silva, P. C. M.; Mesquita, F. O.; Costa, T. K. G. Zona de manejo para preparo do solo na cultura da cana-de-açúcar. Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental, v. 19, n. 2, p. 186-193, 2015.

Oliveira, C. N. G. S. Desempenho agrônômico, qualidade e diversidade genética de genótipos de feijão - Caupi para produção de grãos verdes. 2016. 60 f.. Dissertação (Mestrado em Fitotecnia). Universidade Federal Rural do Semi-Árido, Mossoró-RN.

Pabin, J.; Lipiec, J.; Wlodek, S.; Biskupski, A.; Kaus, A. Critical soil bulk density and strength for pea seedling root growth as related to other soil factors. Soil Tillage Research, v. 46, n. 3, p. 203-208, 1998.

Paz-Gonzalez, A.; Taboada Castro, M. T.; Vieira, S. R. Geostatistical analysis of heavy metals in a one-hectare plot under natural vegetation in a serpentine area. Canadian Journal of Soil Science, v. 81, n. 4, p. 469-479, 2001.

Pereira, J. O.; Siqueira, J. A. C.; Uribe-Opazo, M. A.; Silva, S. L. Resistência do solo à penetração em função do sistema de cultivo e teor de água do solo. Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental, v. 6, n. 1, p. 171-174, 2002.

Pereira, G. T.; Teixeira, D. D. B.; Souza, Z. M.; Oliveira, I. R.; Marques Júnior, J. Stochastic simulations of calcium contents in sugarcane area. Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental, v. 19, n. 8, p. 767-772, 2015.

Pessôa, U. C. M.; Terceiro, E. N. S.; Souza, A. S.; Filho, A. A. S.; Pimenta, T. A. Interferência de tiririca (*Cyperus rotundus* L.) e da compactação do solo no crescimento do feijão-caupi. Revista Verde de Agroecologia e Desenvolvimento Sustentável, v. 10, n. 1, p. 61-69, 2015.

Pontes, J. M. A geoestatística: aplicação em experimentos de campo. 2002. 82 f. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agropecuária). Universidade Federal de Lavras, Lavras.

Portugal, A. F.; Costa, O. D. V.; Costa, L. M. Propriedades físicas e químicas do solo em áreas com sistemas produtivos e mata na região da Zona da Mata mineira. Revista Brasileira de Ciência do Solo, v. 34, n. 2, p. 575-585, 2010.

Ribeiro, C. A. Variabilidade espacial da resistência mecânica do solo à penetração em áreas mecanizadas de cana-de-açúcar (*Saccharum officinarum*). 2010. 85f. (Mestrado - Ciência do Solo). Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinária, Jaboticabal, 2010.

Reichert, J. M.; Suzuki, L. E. A. S.; Reinert, D. J. Compactação do solo em sistemas agropecuários e florestais: identificação, efeitos, limites críticos e mitigação. In: Cereta, C.A.; Silva, L.S. da; Reichert, J.M. (Ed.). Tópicos em ciência do solo. Viçosa: Sociedade Brasileira

de Ciência do Solo, v.5. p.49-134, 2007.

Reichert, J. M.; Suzuki, L. E. A. S.; Reinert, D. J.; Horn, R.; Hakansson, I. Reference bulk density and critical degree-of-compactness for no-till crop production in subtropical highly weathered soils. *Soil Tillage Research*, v. 102, n. 2, p. 242-254, 2009.

Richart, A.; Tavares Filho, J.; Brito, O. R.; Llanillo, R. F.; Ferreira, R. Compactação do solo: causas e efeitos. *Semina: Ciências Agrárias*, v. 26, n. 3, p. 321-344, 2005.

Rocha, M. M. *Árvore do conhecimento, feijão-caupi: Mercado e comercialização*. Disponível em: http://www.agencia.cnptia.embrapa.br/gestor/feijao-caupi/arvore/CONTAG01_72_510200683537.html. Acesso em: 20 mai. 2016.

Roque, M. W.; Matsura, E. E.; Souza, Z. M.; Bizari, D. R.; Souza, A. L. Correlação linear e espacial entre a resistência do solo ao penetrômetro e a produtividade do feijoeiro irrigado. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 32, n. 5, p. 1827-1835, 2008.

Santos, J. A. S.; Teodoro, P. E.; Correa, A. M.; Soares, C. M. G.; Ribeiro, L. P.; Abreu, H. K. A. Desempenho agrônomo e divergência genética entre genótipos de feijão-caupi cultivados no ecótono Cerrado/Pantanal. *Bragantia*, v. 73, n. 4, p. 377-382, 2014.

Santos, E. O. J.; Gontijo, I.; Nicole, L. R. Variabilidade espacial de cálcio, magnésio, fósforo, potássio no solo e produtividade da pimenta-do-reino. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, v. 16, n. 10, p. 1062-1068, 2012.

Santos, H. G.; Jacomine, P. K. T.; Anjos, L. H. C.; Oliveira, V. A.; Lumberras, J. F.; Coelho, M. R.; Almeida, J. A.; Cunha, T. J. F.; Oliveira, J. B. *Sistema brasileiro de classificação de solos*. 3.ed. Brasília: Embrapa, 353p., 2013.

Santos, P. A.; Carvalho, M. P.; Freddi, O. S.; Kitamura, A. E.; Freitas, E. E.; Vanzela, L. S. Correlação linear e espacial entre o rendimento de grãos do feijoeiro e a resistência mecânica à penetração em um Latossolo Vermelho distroférrico. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 29, n. 2, p. 287-295, 2005.

Santos, H. L.; Vasconcellos, C. A. Determinação do número de amostras de solo para análise química em diferentes condições de manejo. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 11, n. 2, p. 97-100, 1987.

Schindwein, J. A.; Anghinoni, I. Variabilidade horizontal de atributos de fertilidade e amostragem do solo no sistema plantio direto. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 24, n. 1, p. 85-91, 2000.

Silva, A. P.; Libardi, P. L.; Vieira, S. R. Variabilidade espacial da resistência a penetração de um Latossolo Vermelho-Escuro ao longo de uma transeção. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 13, n. 1, p. 1-5, 1989.

Silva, E. A. A.; Uribe-Opazo, M. A.; Souza, E. G.; Rocha, J. V. Um estimador robusto e o semivariograma cruzado na análise de variabilidade espacial de atributos de solo e planta. *Acta Scientiarum. Agronomy*, v. 25, n. 2, p. 365-371, 2003.

Silva, S. A.; Lima, J. S. S.; Xavier, A. C.; Teixeira, M. M. Variabilidade espacial de atributos

químicos de um Latossolo Vermelho-Amarelo húmico cultivado com café. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 34, n. 1, p. 15-22, 2010a.

Silva, F. R.; Albuquerque, J. A.; Costa, A. Crescimento inicial da cultura da soja em Latossolo Bruno com diferentes graus de compactação. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 38, n. 6, p. 1731-1739, 2014.

Silva, E. N. S.; Montanari, R.; Panosso, A. R.; Correa, A. R.; Tomaz, P. K.; Ferraudó, A. S. Variabilidade de atributos físicos e químicos do solo e produção de feijoeiro cultivado em sistema de cultivo mínimo com irrigação. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 39, n. 2, p. 598-607, 2015.

Silva, K. J. D.; Rocha, M. M.; Menezes Júnior, J. A. N. Socioeconomia. In: EMBRAPA. A cultura do feijão-caupi no Brasil. Teresina: Embrapa Meio-Norte, p. 6-12. 2016.

Silva Junior, J. J.; Colombo, A.; Scalco, M. S.; Silva, B. M.; Lima, P. T. Calibração de sondas de capacitância para determinação de umidade em latossolo vermelho distroférrico. *Irriga*, v. 18, n. 4, p. 743-755, 2013.

Silveira, D. C. Diagnóstico da qualidade do solo em um pomar de citros cultivado com plantas de cobertura nas condições ambientais do Recôncavo da Bahia. 2009. 73f. Dissertação (Mestrado em Ciências Agrárias), Universidade Federal do Recôncavo da Bahia, Cruz das Almas.

Silveira, M. M. L.; Araújo, M. S. B.; Sampaio, E. V. S. B. Distribuição de fósforo em diferentes ordens de solo do semi-árido da Paraíba e de Pernambuco. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 30, n. 2, p. 281-291, 2006.

Souza, Z. M.; Silva, M. L. S.; Guimarães, G. L.; Campos, D. T. S.; Carvalho, M. P.; Pereira, G. T. Variabilidade espacial de atributos físicos em um latossolo vermelho distrófico sob semeadura direta em Selvíria (MS). *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 25, n. 3, p. 699-707, 2001.

Souza, L. S.; Cogo, N. P.; Vieira, S. R. Variabilidade de fósforo, potássio e matéria orgânica no solo em relação a sistema de manejo. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 22, n. 1, p. 77-86, 1998.

Souza, L. S. Variabilidade espacial do solo em sistemas de manejo. 1992. 162 f.. Tese (Doutorado em Ciência do Solo). Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre.

Stenger, R.; Priesack, E.; Beese, F. Spatial variation of nitrate-N and related soil properties at the plot-scale. *Geoderma*, v. 105, n. 3-4, p. 259-275, 2002.

Stolf, R.; Fernandes, J.; Urlani Neto, V. L. Recomendação para o uso do penetrômetro de impacto - modelo IAA/Planalsucar - Stolf. São Paulo: MIC/IAA/ PNMCA-Planalsucar, 8p. (Boletim, 1), 1983.

Streck, C .A. Reinert, D. J.; Reichert, J. M; Kaiser, D. R. Modificações em propriedades físicas com a compactação do solo causada pelo tráfego induzido de um trator em plantio direto. *Ciência Rural*, v. 34, n. 3, p. 755-760, 2004.

Tormena, C. A.; Araújo, M. A.; Fidalski, J.; Costa, J. M. Variação temporal do intervalo hídrico ótimo de um Latossolo Vermelho distroférico sob sistemas de plantio direto. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 31, n. 2, p. 211-219, 2007.

Torres, F. E.; Teodoro, P. E.; Sagrilo, E.; Ceccon, G.; Correa, A. M. Interação genótipo x ambiente em genótipos de feijão-caupi semiprostrado via modelos mistos. *Bragantia*, v. 74, n. 3, p. 255-260, 2015.

Torres Filho, J.; Oliveira, C. N. G. S.; Silveira, L. M.; Nunes, G. H. S.; Silva, A. J. R.; Silva, M. F. N. Interação genótipos x ambientes em genótipos de feijão-caupi verde analisada via modelos mistos *Revista Caatinga*, v. 30, n. 3, p. 687-697, 2017.

Trangmar, B. B.; Yost, R. S.; Uehara, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. *Advances in Agronomy*, v.38, n.1, p.45-94, 1985.

Vaz, C. M. P.; Manieri, J. M.; Maria, I. C.; Tuller, M. Modeling and correction of soil penetration resistance for varying soil water content. *Geoderma*, v. 166, n. 1, p. 92-101, 2011.

Vieira, S. R.; Hatfield, J. L.; Nielsen, D. R.; Biggar, J. W. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. *Hilgardia*, v. 51, n. 3, p. 1-75, 1983.

Warrick, A. W. Spatial variability. In: HILLEL, D. *Environmental soil physics*. San Diego: Academic Press, 1998. p. 655-675, 1998.

Zanão Júnior, L. A.; Lana, R. M. Q.; Guimarães, EC. Variabilidade espacial do pH, teores de matéria orgânica e micronutrientes em profundidade em um Latossolo Vermelho sob semeadura direta. *Ciência Rural*, v. 37, n. 4, p. 1000-1007, 2007.