

CARTA DE ENCAMINHAMENTO DO RELATÓRIO FINAL DE ATIVIDADES

Prezado (a) Senhor (a),

Servimo-nos do presente para apresentar à FAPESP o relatório final de atividades do projeto intitulado "*Dimensão fractal e anisotropia da emissão de CO₂ e propriedades do solo na cultura da cana-de-açúcar*": Processo N. 2010/20364-9, da autoria do Bolsista Alan Rodrigo Panosso. Gostaríamos de ressaltar que, de acordo com as recomendações da FAPESP, optamos por dividir o relatório em duas partes. A Parte I (*relatorioParte01.pdf*) é composta das seções: Resumo, Introdução Material e Métodos, e parte dos Resultados e Discussões. A Parte II (*arquivo relatorioParte02.pdf*) é composta pelo restante da seção de Resultados e Discussões, Conclusões, Atividades Realizadas no Período e Referências Bibliográficas, esta parte do relatório encontra-se anexo no item "*Outros Documentos*" do sistema SAGe. A divisão do relatório foi necessária devido à grande quantidade de imagens (mapas e gráficos) gerados pelas análises, deixando o arquivo acima de 5 MB, inviabilizando, assim, o processo de inclusão do documento no sistema.

Sendo o que se apresenta para o momento, aproveitamos para agradecer a atenção dispensada.

Atenciosamente

Alan Rodrigo Panosso

Departamento de Matemática -
Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira - FEIS - UNESP
Alameda Rio de Janeiro, 266
15 385 - 000 - Ilha Solteira - SP-Brasil
E_mail: alanrp@mat.feis.unesp.br ou
arpanosso@yahoo.com.br
Tel.: (18) 3743-1968

RELATÓRIO FINAL DE ATIVIDADES

FAPESP – Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo

DIMENSÃO FRACTAL E ANISOTROPIA DA EMISSÃO DE CO₂ E PROPRIEDADES DO SOLO NA CULTURA DA CANA-DE-AÇÚCAR

(Parte I)

PROCESSO N. 2010/20364-9

Alan Rodrigo Panosso

Pós-Doutorando

Dr. Newton La Scala Júnior

Supervisor

Sumário (Parte I)

RESUMO	1
1 INTRODUÇÃO	2
1.1 Emissão de CO ₂ do solo.....	2
1.2 Variabilidade espacial de atributos do solo.....	4
1.3 Variabilidade espacial da emissão de CO ₂ do solo.....	5
1.4 Anisotropia espacial.....	8
2 OBJETIVOS	9
3 MATERIAL E MÉTODOS	10
3.1 Descrição das áreas experimentais	10
3.2 Determinação de emissão de CO ₂ , temperatura e umidade do solo	15
3.3 Atributos do solo.....	18
3.4 Forma de análise dos dados.....	19
3.4.1 Estatística descritiva e geoestatística	19
3.4.2 Determinação da dimensão fractal.....	24
3.4.3 Análise de Componentes Principais	26
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO	27
4.1 Estatística Descritiva.....	27
4.2 Variabilidade temporal da emissão de CO ₂ , temperatura e umidade do solo	28
4.3 Estatística descritiva dos atributos do solo.....	35
4.4 Variabilidade espacial da emissão de CO ₂ , temperatura e umidade do solo	39

DIMENSÃO FRACTAL E ANISOTROPIA DA EMISSÃO DE CO₂ E PROPRIEDADES DO SOLO NA CULTURA DA CANA-DE-AÇÚCAR

RESUMO: Fractais são estruturas que se repetem em escala, presentes na natureza de uma forma ampla. O objetivo do trabalho foi estudar a estrutura de variabilidade espacial da emissão de CO₂ do solo (FCO₂) e sua dimensão fractal para diferentes direções e escalas, em áreas sobre cultivo de cana-de-açúcar em sistema de colheita mecanizada (cana crua), além de relacionar esses aspectos com a estrutura de variabilidade dos atributos físico-químicos do solo. Para a caracterização da heterogeneidade de FCO₂ e demais atributos do solo foram derivados valores de dimensão fractal a partir da semivariância em diferentes direções (0°, 45°, 90° e 135°) e escalas (pequena, média e longa). Foram realizados dois experimentos, nos anos de 2010 e 2012, na região de Pradópolis-SP, contendo 141 e 133 pontos amostrais, respectivamente. FCO₂ apresentou dependência espacial na média (20-30 m) e longa (40-60 m) escalas para o ano de 2010, e na pequena (5-10 m) escala para o ano de 2012. Os valores de dimensão fractal de FCO₂, apresentaram maior variabilidade espacotemporal na direção da linha de plantio (0°). Não foram observadas correlações lineares significativas entre FCO₂ e a maioria dos atributos estudados, entretanto, a estrutura espacial de FCO₂ apresentou relações significativas com as estruturas de atributos como a umidade do solo ($r = -0,97$ em 2010; $r = -0,77$ em 2012; $p < 0,05$) e o volume total de poros ($r = 0,76$ em 2010 e $r = 0,92$ em 2012; $p < 0,05$). As estruturas de variabilidade FCO₂ e dos atributos físicos do solo mudaram com as escalas nas áreas de cana crua estudadas, apesar do mesmo tipo de solo, indicando a complexidade das variações espaciais da emissão de CO₂ do solo.

1 INTRODUÇÃO

1.1 Emissão de CO₂ do solo

O aumento da concentração de CO₂ na atmosfera terrestre foi a principal causa do aquecimento global, representando cerca de 60% das emissões totais de gases do efeito estufa (GEE) no planeta. Em escala global, a queima de combustíveis fósseis é considerada a principal fonte de emissão de CO₂ para a atmosfera, estimativas do último relatório do Painel Intergovernamental de Mudanças Climáticas (IPCC, 2007) indicam que no ano de 2005 a agricultura foi responsável por uma emissão global de 5,1 a 6,1 Gt CO₂-eq, sendo a segunda maior fonte antropogênica de emissões de gases de efeito estufa (GEE), representando 10 - 12% das emissões globais.

Neste cenário podemos destacar que a conversão de áreas de florestas, cerrados e campos nativos para áreas agrícolas ou pastagem, diminuem o teor de matéria orgânica nos solos tropicais e subtropicais devido às consequências de curto e longo prazo dos distúrbios ocasionados pelas operações de preparo do solo, associados aos baixos níveis de adição de material orgânico (SARTORI et al., 2006). O processo de perda de carbono do solo para a atmosfera é dominado emissão de CO₂ do solo (FCO₂), ou respiração do solo, resultante da atividade microbiana (oxidação química) e respiração das raízes, sendo considerada a segunda maior fonte de CO₂ para atmosfera, atrás apenas dos oceanos.

Estima-se que o estoque de carbono nos solos do Brasil, na profundidade de 0 a 30 cm, seja de aproximadamente $36,4 \pm 3,4$ Pg C. De acordo com BERNOUX et al. (2002), mudanças no uso dos solos e práticas agrícolas são responsáveis por mais de dois terços do total de gases do efeito estufa emitidos pelo país. Assim, a importância da agricultura neste cenário está relacionada não apenas aos processos de perda de carbono do solo via respiração, mas também está relacionada ao seu significativo potencial de

mitigação de carbono atmosférico (FOLLETT, 2001), uma vez que, dependendo do uso e manejo, os solos agrícolas podem atuar como fontes ou sumidouros de carbono da atmosfera (USSIRI & LAL, 2009).

Para o Brasil, as atividades agrícolas, principalmente aquelas relacionadas às mudanças de uso da terra, como o desflorestamento, são responsáveis por 70% das emissões totais de CO₂ equivalente. Portanto, a caracterização de como as principais práticas de uso e manejo do solo afetam a dinâmica da emissão de CO₂ ao longo do espaço e do tempo, é fundamental para a quantificação do impacto dessas práticas no clima do planeta.

O balanço de carbono em um ecossistema é, frequentemente, a diferença entre o carbono absorvido pela fotossíntese e a perda de carbono pela respiração. Consequentemente, pequenos incrementos nas taxas de respiração do solo são suficientes para um ecossistema mudar de sumidouro a fonte de carbono para a atmosfera (RAYMENT & JARVIS, 2000). Em áreas agrícolas e florestas, a estratégia principal para o aumento do sequestro de carbono é minimizar a decomposição e a mineralização do carbono orgânico do solo, por meio de medidas que promovam a proteção desse carbono, uma vez que as práticas de preparo do solo destroem seus agregados, que protegem a matéria orgânica da ação dos microrganismos, aumentando, assim, suas taxas de decomposição e mineralização.

Neste sentido, sistemas de cultivo como a cultura da cana-de-açúcar, podem capturar o CO₂ atmosférico na forma de biomassa (sequestro), retornando para o solo quantidades adicionais de carbono orgânico. O Brasil é o maior produtor mundial de cana-de-açúcar e, de acordo com o primeiro levantamento da safra 2013/2014 (CONAB, 2013), a cultura continua em expansão, com previsão de acréscimo na área plantada de 408 mil hectares para a temporada 2013/2014, equivalendo a 4,8% em

relação à safra 2012/2013. Atualmente são cultivados no País 8.893 mil hectares, com aproximadamente 51,3% dessa área no estado de São Paulo, destacando no país como o principal estado produtor.

As mudanças nas práticas de manejo da cultura no Estado são consideradas mais importantes que a atual expansão da fronteira agrícola (CERRI et al., 2007). Grandes áreas estão sendo convertidas do sistema de cana queimada para o sistema de cana crua, onde a colheita mecanizada proporciona um retorno dos resíduos vegetais para a superfície do solo, favorecendo, assim, o acúmulo de matéria orgânica e uma redução na emissão de GEE em comparação ao sistema de cana queimada (RAZAFIMBELO et al., 2006; LUCA et al., 2008). De acordo com GALDOS et al. (2009) estima-se que até o ano de 2019, 80% da produção total do Estado será colhida de forma mecanizada, no sistema de cana crua. Assim, estudos a respeito da emissão de CO₂ do solo em áreas de cultivo de cana-de-açúcar no sistema de cana crua são importantes para uma melhor quantificação do potencial da cultura nos processos de sequestro e acúmulo de carbono no solo.

1.2 Variabilidade espacial de atributos do solo

Dados das ciências do solo são tipicamente distribuídos no espaço e/ou no tempo e a análise geoestatística fornece uma grande variedade de técnicas estatísticas para incorporar as coordenadas espaciais e temporais dessas observações na análise dos dados. A maioria dos atributos do solo apresenta dependência espacial, isso significa que os valores assumidos por determinado atributo numa posição definida na área de estudo, variam de acordo com a direção e a distância de separação entre as amostras vizinhas. Nessas condições, as observações não podem ser consideradas independentes,

assim, as análises baseadas apenas nas estatísticas clássicas tornam-se inadequadas, e um tratamento estatístico mais detalhado é requerido.

A geoestatística baseia-se na teoria das variáveis regionalizadas, uma variável regionalizada é uma função numérica com distribuição espacial, que varia de um ponto a outro com continuidade aparente, mas cujas variações não podem ser representadas por uma função matemática simples (TRANGMAR et al., 1985; VIEIRA, 2000). Essa teoria leva em conta as componentes aleatórias e estruturais da distribuição espacial das variáveis, fornecendo ferramentas quantitativas para a sua descrição e estimativas sem tendência.

A variabilidade espacial dos atributos do solo ocorre naturalmente devido a fatores pedogenéticos diversos. Em adição, muito da variabilidade pode ser causada pelo uso e o manejo dos solos e, como consequência, os atributos do solo podem exibir variabilidade espacial em diferentes escalas e direções. Análises geoestatística têm sido conduzidas numa série de atributos do solo, físicos, químicos na sua maioria (GONÇALVES et al., 2001; WANG et al., 2002; SOUZA et al., 2004), e algumas biológicas (FRANKLIN & MILLS, 2003), dentre elas a emissão de CO₂ do solo (FCO₂), importante componente do ciclo do carbono no planeta (LA SCALA et al., 2000; PANOSO et al., 2009a; PANOSO et al., 2012).

1.3 Variabilidade espacial da emissão de CO₂ do solo

Na maioria dos estudos, as estimativas das emissões de GEE dos solos agrícolas são incluídas naquelas referentes às mudanças do uso da terra e setores florestais devido à complexidade e grande incerteza na quantificação do balanço de carbono do solo (IPCC, 2007). Tal dificuldade deve-se à grande variabilidade da emissão de CO₂ do solo no espaço(LA SCALA et al., 2000; PANOSO et al., 2009a; BRITO et al., 2010;

HERBST et al., 2010; TEIXEIRA et al., 2011b) e no tempo (KOSUGI et al., 2007; HERBST et al., 2009; LA SCALA et al., 2009), apresentando variações significativas em curtos períodos avaliados (TEIXEIRA et al., 2011a).

A magnitude da emissão de CO₂ varia no tempo e no espaço dependendo das condições ambientais, características do solo e do manejo agrícola adotado. De acordo com HERBST et al. (2009) aspectos relacionados à variabilidade temporal da emissão de CO₂ do solo são de simples avaliação, quando comparados aos aspectos relacionados à sua variabilidade espacial, uma vez que são poucas as informações a respeito da extensão de dependência espacial da respiração heterotrófica e sobre as variações dentro de uma determinada área ou parcela experimental. ROCHETTE et al. (1991) estudando a variabilidade espacial da emissão de CO₂ na cultura do milho concluíram que uma significativa parte da variabilidade da respiração heterotrófica do solo ocorre em escalas inferiores a 0,15 m.

Por outro lado, na avaliação da variabilidade espacial da emissão de CO₂ do solo, a influência de temperatura (Ts) e umidade do solo (Us) podem ser consideradas menos importantes (YIM et al., 2003; TEDESCHI, 2006). Nesse sentido, em estudo conduzido em área de cana-de-açúcar no município de Guariba, São Paulo, não foi encontrada relação na estrutura de variabilidade espacial entre FCO₂, Ts e Us no sistema cana crua (PANOSSO et al., 2008). Porém, no sistema cana queimada, foi constatada relação entre esses atributos, sendo os maiores valores de Ts e os menores de Us observados nas regiões com os maiores valores de FCO₂.

As variações espaciais da FCO₂ são controladas principalmente por atributos do solo, tais como: densidade do solo (SAIZ et al., 2006), textura (DILUSTRO et al., 2005), teor de matéria orgânica (SOE & BUCHMANN, 2005), estoque de carbono (PANOSSO et al., 2011), biomassa microbiana (SOE & BUCHMANN, 2005), pH

(RETH et al., 2005), capacidade de troca catiônica e teores de óxidos de ferro do solo (LA SCALA et al., 2000). Por outro lado, na escala temporal a emissão de CO₂ do solo é controlada por atributos que variam ao longo do tempo, como a umidade do solo (TANG et al., 2006; YUSTE et al., 2007), a porosidade livre de água (LINN & DORAN, 1984; PANOSO et al., 2011) a oxigenação do solo (CHEN & CHEN, 2010) e temperatura do solo (QI et al., 2002; TANG et al., 2006; WEN et al., 2006; YUSTE et al., 2007).

Segundo LA SCALA JR et al. (2000), a estrutura de dependência espacial da emissão de CO₂ em solo descoberto pode ser explicada por modelos esféricos e, com menor frequência, por modelos exponenciais, e os padrões de dependência espacial da emissão de CO₂ estudos enquadram-se nas classificações de forte ou moderada, segundo critérios propostos por CAMBARDELLA et al. (1994). Os padrões de variabilidade espacial da emissão de CO₂ obtidos por RAYMENT & JARVIS (2000) e OHASHI & GYOKUSEN (2007) mostraram considerável alteração na escala de representatividade de uma amostra dependendo da condição experimental, visto que o alcance da dependência espacial da emissão de CO₂ nestes estudos variou de 1 a 80 m.

A despeito de todos os esforços, a caracterização da variabilidade espacial de FCO₂ em áreas agrícolas ou vegetação natural torna-se subjetiva ao levar em consideração apenas o parâmetro alcance dos modelos ajustados aos semivariogramas experimentais, pois vários trabalhos indicam diferentes valores desse parâmetro para os diferentes tipos de solos e cobertura vegetal (LA SCALA et al., 2000; RAYMENT & JARVIS, 2000). Isso pode ser atribuído ao fato da forma do semivariograma experimental ser dependente das características da malha amostral, como o tamanho (escala), direção, intervalo entre as amostras e números de pontos (BURROUGH, 1981; PALMER, 1988; HERBST et al., 2009).

1.4 Anisotropia espacial

Os atributos do solo, além de possuírem dependência espacial, podem apresentar anisotropia, ou seja, apresentam padrões de variabilidade espacial diferentes em diferentes direções. A anisotropia ocorre uma vez que a distribuição espacial desses atributos é resultante de uma complexa interação dos processos de formação do solo que atuam com intensidade variável nas diferentes direções e em várias escalas espaciais (TRANGMAR et al., 1986). Em adição, práticas de manejo em áreas agrícolas podem resultar em anisotropia, afetando atributos como o carbono, a porosidade e o teor de água do solo, as quais estão relacionadas diretamente à respiração do solo (LA SCALA et al., 2009).

Nesse contexto, a geometria fractal fornece novos conceitos para a descrição matemática de medidas heterogêneas, como no caso dos atributos do solo. Segundo BURROUGH (1981), a dimensão fractal pode ser utilizada como um indicativo útil da complexidade da autocorrelação sobre várias escalas dos fenômenos naturais, oferecendo, assim, a possibilidade de quantificar e integrar informações a respeito dos fenômenos físicos químicos e biológicos dos solos (PERFECT & KAY, 1995). O termo fractal pode ser utilizado para definir objetos ou fenômenos espaciais e/ou temporais que são contínuos e não diferenciáveis, apresentando correlações espaciais em diversas escalas (MANDELBROT, 1983).

A dimensão fractal é um ótimo fator para a caracterização da anisotropia dos atributos do solo, uma vez que esse parâmetro tem se mostrado sensível às atuações de elementos externos como o relevo, chuva, cobertura vegetal, e ações antrópicas como práticas de manejo e preparo do solo (VIDAL-VÁZQUEZ et al., 2005). VIDAL-VÁZQUEZ et al. (2010) na caracterização da dimensão fractal do microrelevo de um

Latossolo submetido a diferentes tipos de preparo, confirmaram a existência da relação entre a dimensão fractal e parâmetros dos modelos do semivariograma, como efeito pepita e o alcance da dependência espacial. LA SCALA JR. et al. (2009) observaram uma complexa estrutura anisotrópica da emissão de CO₂, com a maioria da dependência espacial na direção de aproximadamente 90° em relação ao sentido do preparo do solo. Essas informações ajudam a definir práticas adequadas de manejo agrícola e avaliar o efeito da agricultura na qualidade ambiental, tanto do ponto de vista da manutenção da matéria orgânica do solo como da redução das emissões atmosféricas de CO₂. Entretanto, ainda são poucos os estudos no Brasil que caracterizam a variabilidade espacial e a anisotropia da emissão de CO₂ e a sua relação com os atributos físicos e químicos do solo em áreas agrícolas por meio da dimensão fractal áreas agrícolas.

2 OBJETIVOS

A hipótese do trabalho foi que as alterações causadas nos atributos físicas e químicas do solo, devido ao manejo de cana crua, modificam a dinâmica do carbono do solo em diferentes direções e escalas na área agrícola, expressas pelas variações espaciais da emissão de CO₂ do solo. Assim, o objetivo do trabalho foi determinar a estrutura de variabilidade espacial da emissão de CO₂ do solo e sua dimensão fractal para diferentes direções e escalas, em áreas sobre cultivo de cana-de-açúcar em sistema de colheita mecanizada (cana crua), além de relacionar esses aspectos com a estrutura de variabilidade dos atributos físico-químicos do solo.

3 MATERIAL E MÉTODOS

3.1 Descrição das áreas experimentais

Foram conduzidos dois estudos em áreas com mais de 35 anos de cultivo de cana-de-açúcar (*Saccharum* spp.), pertencentes à Usina São Martinho. O clima da região foi classificado como B₂rB'4a' pelo sistema de Thornthwaite (ROLIM et al., 2007), indicando uma região mesotermal com verões chuvosos e invernos secos, com temperatura média anual de 22,2 °C. A precipitação média anual registrada é de 1.438 mm, com período de maior concentração entre os meses de outubro e março, e precipitações mais espaçadas, e de menores intensidades, no período de abril a setembro. A vegetação natural era constituída por floresta tropical subcaducifólia. As áreas experimentais estão inseridas na província geomorfológica do Planalto Ocidental Paulista, próximo ao limite das Cuestas Basálticas, no divisor litoestratigráfico arenito-basáltico (área limítrofe entre o Basalto do Grupo São Bento, Formação Serra Geral e o Arenito do Grupo Bauru, Formação Adamantina).

No ano de 2010, o experimento foi instalado em área localizada na Fazenda Santa Olga (21° 21' de latitude Sul e 48° 11' de longitude Oeste, com altitude ao redor de 620 m acima do nível do mar), município de Guariba, SP. O solo da área foi classificado como Latossolo Vermelho eutroférrico, textura argilosa (LVef) (EMBRAPA, 2006) há 8 anos em sistema de manejo cana crua, sobre o qual é depositado anualmente 12 t ha⁻¹ de resíduos da cultura (Figura 1). A variedade plantada na área foi a SP86-155, que estava em oitavo corte. Nessa área, no dia 13 de julho de 2010, foi instalada uma malha regular de 60 × 60 m contendo 141 pontos, com distância mínima de separação de 0,5 m entre os pontos adensados do centro da malha amostral e de 10 m entre os demais (Figura 2). As avaliações foram conduzidas no período das manhãs, das 8 h às 9 h 30 min, nos dias 14, 15, 16, 19, 20, 23 e 26 de julho de 2010,

correspondente aos dias Julianos 195, 196, 197, 200, 201, 204 e 207, respectivamente.

Apesar de sua condução ter ocorrido em período anterior ao início da vigência do atual projeto, optamos pela apresentação de seus resultados, uma vez que todas as análises foram realizadas durante o período da concessão de bolsa. Além disso, os resultados foram fundamentais para o entendimento dos padrões de variabilidade espacial da emissão de CO₂ do solo em áreas de cana crua, e suas relações com os atributos do solo.



Figura 1. Área experimental localizada na Fazenda Santa Olga município de Guariba, São Paulo e montagem do gradeado, experimento de 2010.

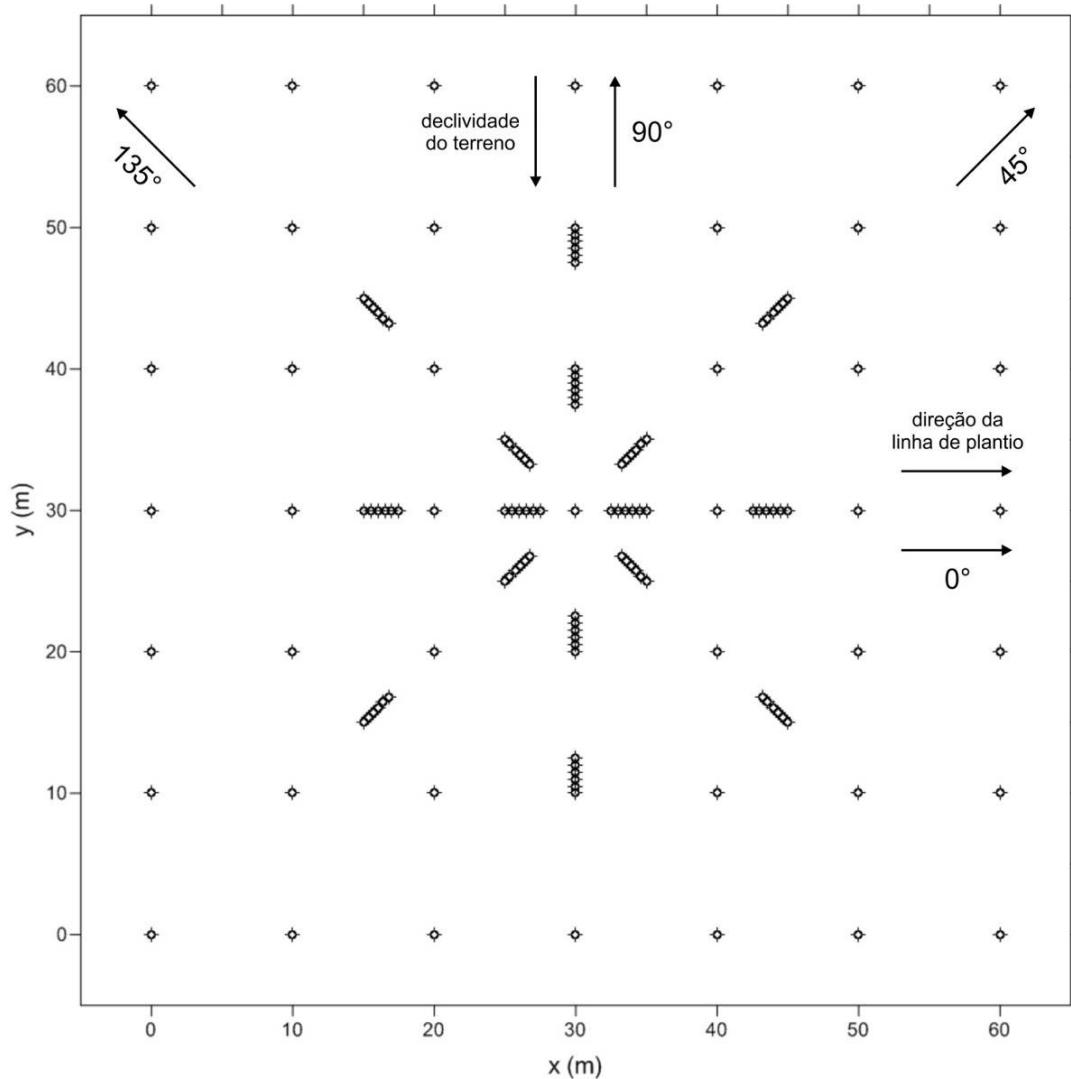


Figura 2. Representação esquemática da malha amostral com o posicionamento dos 141 pontos utilizados nas avaliações da variabilidade espacial da emissão de CO₂ e atributos do solo no experimento de 2010.

No ano de 2012, foi instalado um experimento em área localizada na Fazenda Santa Cândida ($21^{\circ} 20'$ de latitude Sul e $48^{\circ} 08'$ de longitude Oeste, com altitude ao redor de 515 m acima do nível do mar), município de Pradópolis, SP. O solo da área foi classificado como Latossolo Vermelho eutroférrico, textura argilosa (LVef) (EMBRAPA, 2006) há 15 anos em sistema de manejo cana crua, sobre o qual é depositado anualmente 12 t ha^{-1} de resíduos da cultura (Figura 3). A variedade plantada na área foi a CTC14, que estava em oitavo corte. Nessa área, nos dias 23 e 24 de agosto

de 2012, foi instalada uma malha regular de 50×50 m contendo 133 pontos, com distância mínima de separação de 1 m entre os pontos adensados do centro da malha amostral (Figura 4). As avaliações foram conduzidas no período das manhãs, das 8 h às 9 h 30 min, nos dias 27, 29 e 31 de agosto e nos dias 3, 5, 7, 11 e 14 setembro de 2012, correspondente aos dias Julianos 240, 242, 244, 247, 249, 251, 255 e 258, respectivamente.



Figura 3. Área experimental localizada na Fazenda Santa Cândida município de Pradópolis, SP, e montagem do gradeado, experimento de 2012.

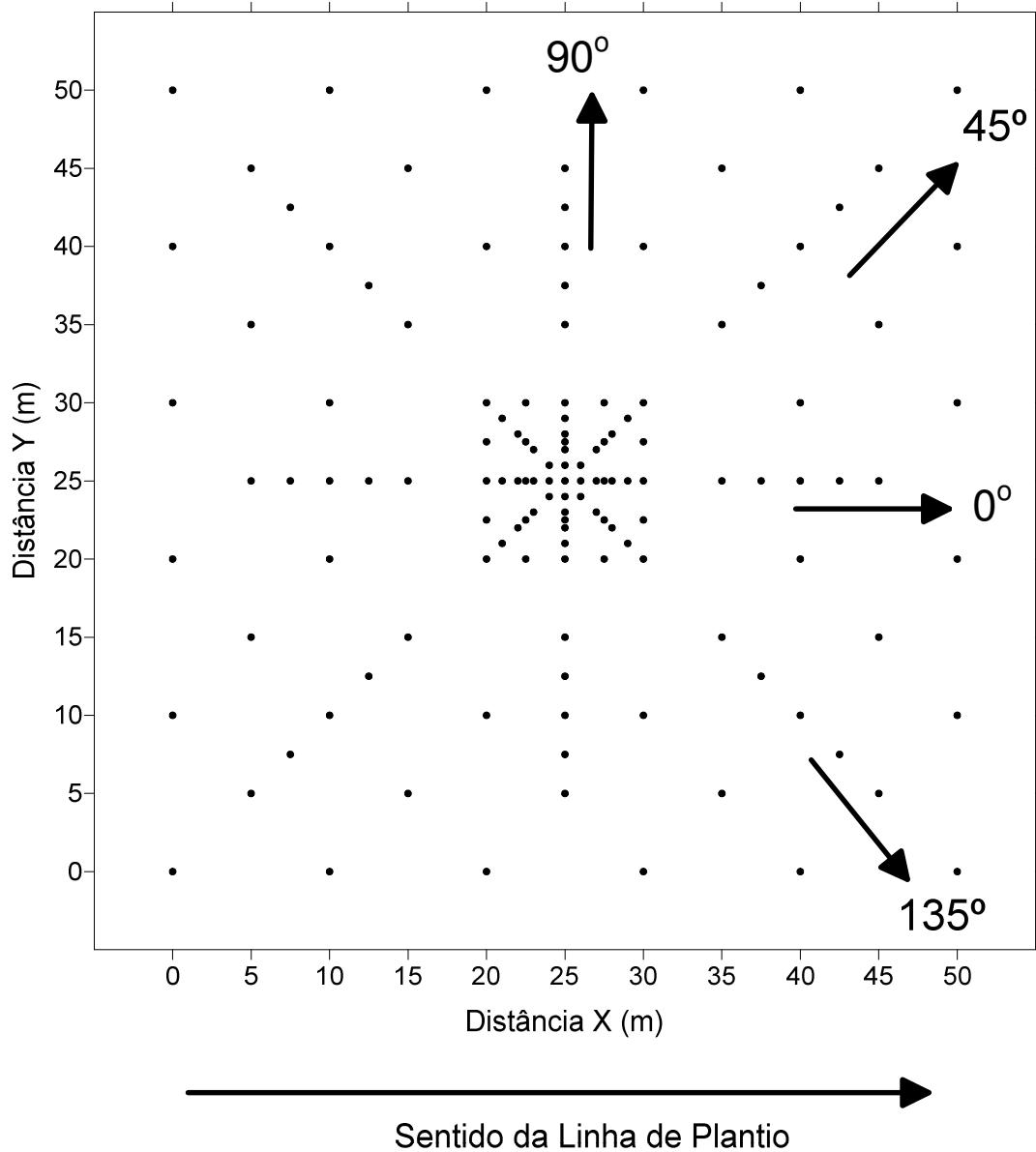


Figura 4. Representação esquemática da malha amostral com o posicionamento dos 133 pontos utilizados nas avaliações da variabilidade espacial da emissão de CO₂ e atributos do solo no experimento de 2012.

Foram utilizados dois talhões com baixa declividade (3 a 4%) para a montagem de ambos os experimentos. Os canaviais instalados nas áreas foram renovados no ano de 2004. Por ocasião da renovação do canavial, foi realizada uma operação de subsolagem e a erradicação química da soqueira. Logo após, foram aplicadas 2 t ha⁻¹ de calcário dolomítico e 1 t ha⁻¹ de gesso agrícola para a correção do solo, em área total

sem incorporação dos mesmos. A adubação de plantio foi realizada na sulcação, sendo utilizados 500 kg ha^{-1} da fórmula 10-25-25, e o plantio realizado de forma manual. Em ambas as áreas, foi aplicado em soqueira, ao longo dos anos, 100 m^{-3} de vinhaça e 200 kg ha^{-1} de nitrato de amônia. O adubo nitrogenado foi aplicado superficialmente ao lado da linha de plantio, sem incorporação.

3.2 Determinação de emissão de CO₂, temperatura e umidade do solo

A emissão de CO₂ do solo (FCO₂) foi registrada com um sistema automatizado portátil de fluxo de CO₂ do solo LI-COR (LI-8100), durante os estágios iniciais do crescimento da cultura da cana-de-açúcar (Figura 5). Em seu modo de medição, o sistema LI-8100 (Figura 5 item c) monitora as mudanças na concentração de CO₂ dentro da câmera (Figura 5 item a), por meio de espectroscopia, na região do infravermelho (IRGA Infrared Gas Analyzer). A câmera para solos tem volume interno de $854,2 \text{ cm}^3$, com área de contato de $83,7 \text{ cm}^2$, e foi colocada sobre colares de PCV previamente inseridos no solo, a uma profundidade de 0,03 m (Figura 6). O modo de medida para a determinação de FCO₂ levou 90 segundos, em cada um dos pontos da malha amostral, e a concentração de CO₂ dentro da câmara foi determinada a cada 2 segundos, fornecendo a base para o cálculo da emissão de CO₂ em cada ponto. Os dados de concentração de CO₂ nos primeiros momentos após o fechamento da câmera não foram considerados para os procedimentos posteriores, assim, cerca de 90 medidas foram utilizadas para interpolação e cálculo de emissão por ponto amostral. No final do tempo de avaliação, uma análise de regressão exponencial foi realizada entre a concentração de CO₂ dentro da câmera e o tempo, e FCO₂ em determinado ponto foi calculada com base nos aumentos de concentração de CO₂ no tempo após o fechamento da câmara. A temperatura do solo (Ts) foi monitorada concomitantemente às avaliações de respiração

do solo, utilizando-se de um sensor de temperatura, que é parte integrante do sistema ao LI-8100 (Figura 5 item b). Tal sensor consiste em uma haste de 0,2 m que foi inserida no interior do solo, na região próxima ao local onde foram instalados os colares de PVC.

A umidade do solo (U_s) foi registrada utilizando-se um aparelho TDR, Time Domain Reflectometry (Hydrosense TM, Campbell Scientific, Austrália - Figura 7), constituído por uma sonda com duas hastes de 12 cm que foram inseridas no interior do solo, perpendicular em relação à superfície, também na região próxima aos colares de PVC. O valor de U_s é derivada a partir do tempo que uma corrente elétrica leva para percorrer a distância de 32 mm de uma haste a outra. As avaliações de T_s e U_s foram realizadas nos mesmos dias e períodos em que FCO₂ e T_s foram avaliados.



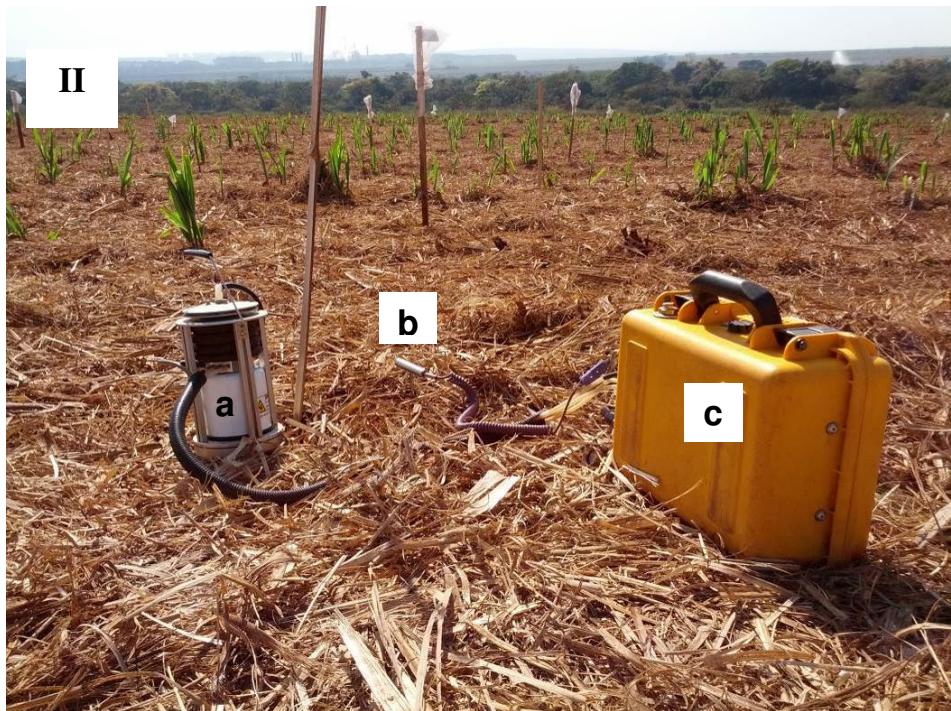


Figura 5. I) Sistemas LI-8100 utilizados para as avaliações da emissão de CO₂ e temperatura do solo nos experimentos de 2010 e 2012. II) Câmara para solo inserida sobre o colar de PVC (a), sensor de temperatura do solo (b) e, sistema LI-8100 interligado à câmara de solos (c).



Figura 6. Colares de PVC inseridos no solo das áreas de experimento de 2010 (a) e experimento de 2012 (b).



Figura 7. TDR - Hydrosense system, sistema portátil utilizado para avaliação da umidade do solo.

3.3 Atributos do solo

Ao final das avaliações de FCO₂, Ts e Us, foi conduzida a amostragem de solo na camada de 0 a 0,10 m em cada um dos pontos das malhas amostrais, nos dias 27 de julho de 2010 e nos dias 24 a 27 de setembro de 2012. As amostras foram secas ao ar, destorreadas e peneiradas em peneira com abertura de 2 mm antes de serem submetidas às análises de rotina para a determinação dos teores de matéria orgânica (MO) e fósforo disponível (P), K, Ca, Mg e H+Al (RAIJ, 2001). O estoque de carbono (EstC), por sua vez, foi calculado com base na massa de solo equivalente (BAYER et al., 2000), sendo expresso em função de camadas de solo com a mesma espessura, mas massas diferentes. É calculado por meio da expressão $EstC = (CO \times Ds \times E)/10$, em que EstC é o estoque de carbono ($Mg\ ha^{-1}$), CO é o teor de carbono orgânico ($g\ kg^{-1}$), Ds é a densidade do solo ($kg\ dm^{-3}$) e E é a espessura da camada estudada (cm).

A granulometria (areia, silte e argila) foi determinada pelo método da pipeta, com o emprego de NaOH 0,1 mol L⁻¹ como dispersante químico e agitação em baixa rotação por 16 horas (EMBRAPA, 1997). A densidade do solo (Ds) foi determinada a

partir de amostras indeformadas coletadas com amostrador adaptado a cilindros com dimensões médias de 5 cm de diâmetro interno e 4 cm de altura (EMBRAPA, 1997). O volume total de poros (VTP) foi calculado com base no valor de D_s, com a distribuição de poros por tamanho determinada por meio da utilização de funil de placa porosa sob tensão de 60 cm de coluna d'água em amostras previamente saturadas (EMBRAPA, 1997). O volume de poros retidos na amostra corresponde aos microporos e a diferença calculada entre VTP e microporos é correspondente aos macroporos. Já a porosidade livre de água (PLA) foi determinada por meio da diferença entre VTP e a fração da porosidade preenchida por água, que é equivalente à U_s.

3.4 Forma de análise dos dados

3.4.1 Estatística descritiva e geoestatística

A estatística descritiva (média \pm erro padrão, desvio padrão, coeficiente de variação, quartis, mínimo, máximo, assimetria e curtose) foi previamente utilizada na descrição das variáveis, objetivando fornecer informações para as interpretações das análises geoestatísticas (BOURGAULT et al., 1997) e fractais. Simultaneamente às diversas análises estatísticas, as pressuposições básicas de análises de variâncias regressões, como a normalidade dos erros e a homogeneidade de variância, foram testadas para todas as variáveis.

A análise geoestatística é baseada na teoria das variáveis regionalizadas, que é uma função numérica com distribuição espacial, que varia de um ponto a outro com continuidade aparente, mas cujas variações não podem ser representadas por uma função matemática simples. Uma variável regionalizada é uma variável aleatória que assume diferentes valores, de acordo com a sua posição na área de estudo, é considerada a realização de um conjunto de variáveis aleatórias. Se todos os valores de uma variável

regionalizada forem considerados em todos os pontos dentro de uma área amostral, a variável regionalizada é apenas uma de infinitas variáveis aleatórias.

Esse conjunto é chamado de função aleatória e é simbolizado por $Z(x_i)$. Na prática, quando retiramos uma amostra de solo em um local com coordenadas definidas, temos apenas uma única realização da função aleatória. Para estimar valores em locais não amostrados, devemos introduzir as restrições de estacionaridade estatística. A existência de estacionaridade permite que o experimento possa ser repetido mesmo que as amostras sejam coletadas em pontos diferentes, pois elas pertencem à mesma população, com os mesmos momentos estatísticos.

Uma função aleatória é considerada estacionária quando o valor esperado para a sua realização é o mesmo para todos os pontos na área de estudo, ou seja,

$$E[Z(x_i)] = m \quad (1)$$

Sendo $Z(x_i)$ a função aleatória e m a média dos valores da variável, o qual não depende da distância de separação h . Se escolhermos dois pontos distintos na área, separados pelo vetor h , o valor médio da diferença $[Z(x_i) - Z(x_i + h)]$ será:

$$E[Z(x_i) - Z(x_i + h)] = 0 \quad (2)$$

Assim, temos a estacionaridade de primeira ordem, também conhecida como a estacionaridade da média. Entretanto, para a análise geoestatística, é necessário também a estacionaridade de segunda ordem e implica que, para cada par de uma variável aleatória, a função de covariância $Cov(h)$ exista e seja dependente da distância h (VAUCLIN et al., 1983).

$$Cov(h) = E [Z(x_i)Z(x_i + h)] - m^2 \quad (3)$$

A estacionaridade de segunda ordem, não é uma condição fácil de ser satisfeita na prática, pois implica a existência de uma variância finita dos valores medidos, suposição de difícil verificação. Portanto, uma suposição alternativa, e mais simples, é

assumida, denominada de hipótese intrínseca. A hipótese intrínseca requer que, para todo vetor h , a variância do incremento $Z(x_i) - Z(x_i + h)$ seja finita e independente da posição dentro da área de estudo (TRANGMAR et al., 1985), e temos assim a função:

$$\text{Var} [Z(x_i) - Z(x_i + h)] = E [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 = 2\gamma(h) \quad (4)$$

que é denominada de variograma. Na prática, a forma do variograma não é muito utilizada e sim a forma $\gamma(h)$, denominada de semivariograma, que é estimado como a média do quadrado das diferenças entre todas as observações separadas pela distância h . Assim, quando a pressuposição da hipótese intrínseca é satisfeita, o semivariograma apresenta a seguinte forma (BURROUGH & MCDONNELL, 1998):

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (5)$$

em que, $\hat{\gamma}(h)$ é a estimativa da semivariância na distância de separação h ; N é o número de pares de pontos separados pela distância h (neste trabalho a semivariância para uma dada distância foi calculada com N maior que 30); $Z(x_i)$ é o valor da variável Z no ponto x_i ; $Z(x_i + h)$ é o valor da variável Z no ponto $x_i + h$. O gráfico de $\hat{\gamma}(h)$, em função de h , é o chamado semivariograma experimental (Figura 8), o qual exibe um comportamento puramente aleatório ou sistemático que pode ser descrito por modelos matemáticos teóricos. Neste estudo foram ajustados aos semivariogramas experimentais, pelo método dos mínimos quadrados, aos seguintes modelos matemáticos teóricos: esféricos, exponenciais e Gaussianos.

O modelo esférico é dado por:

$$\begin{cases} \hat{\gamma}(h) = C_0 + C_1 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{a} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right]; \text{ se } 0 < h < a \\ \hat{\gamma}(h) = C_0 + C_1; \text{ se } h \geq a \end{cases} \quad (6)$$

O modelo exponencial:

$$\hat{\gamma}(h) = C_0 + C_1 \left[1 - \exp\left(-3 \frac{h}{a}\right) \right]; \text{ se } 0 < h < d \quad (7)$$

O modelo Gaussiano:

$$\hat{\gamma}(h) = C_0 + C_1 \left[1 - \exp\left(-3 \left(\frac{h}{a}\right)^2\right) \right]; \text{ se } 0 < h < d \quad (8)$$

Na qual, d é a máxima distância do semivariograma.

Para variáveis que apresentam dependência espacial, espera-se que os valores de $Z(x_i) - Z(x_i + h)$ aumentem com a distância h até determinada distância, a partir da qual os valores estabilizam. O valor de semivariância, na qual ocorre a estabilização do semivariograma, é denominado de patamar, representado pelo símbolo $C_0 + C_1$, sendo aproximadamente igual ao valor da estimativa da variância dos dados analisados. A distância na qual ocorre a estabilização do semivariograma é denominada de alcance, simbolizado por a , e define o limite da dependência espacial (autocorrelação). O valor C_1 representa a estrutura de variabilidade espacial dos dados. O efeito pepita, representado pelo símbolo C_0 , é o valor de semivariância encontrado no intercepto do modelo ajustado com o eixo Y. Teoricamente, este valor deve ser zero para uma distância de separação (h) igual a zero; entretanto, erros de amostragem e a variabilidade na pequena escala podem causar desvio do zero para esse parâmetro. Portanto, o efeito pepita representa a quantidade de variância não explicada ou modelada como correlação espacial. A razão entre o efeito pepita e o patamar ($C_0/(C_0+C_1)$), expressa em porcentagem, foi utilizada para classificar a dependência espacial das variáveis estudadas, de acordo com o proposto por CAMBARDELLA (1994): dependência espacial forte ($C_0/(C_0+C_1) \leq 0,25$), moderada ($0,25 < C_0/(C_0+C_1) < 0,75$) ou fraca ($C_0/(C_0+C_1) \geq 0,75$). O processo de validação cruzada, que consiste na remoção de cada observação pertencente ao conjunto de dados com subsequente

estimativa do seu valor, pelo método de interpolação (krigagem ordinária – Equação 9), foi utilizado para a verificação da confiabilidade do modelo matemático ajustado. O modelo escolhido foi aquele que melhor estimou os valores observados, ou seja, aquele que produziu uma equação de regressão linear entre os valores observados, em função dos valores estimados o mais próximo da bissetriz (intercepto igual a zero e coeficiente angular = 1)(ISAAKS & SRIVASTAVA, 1989).

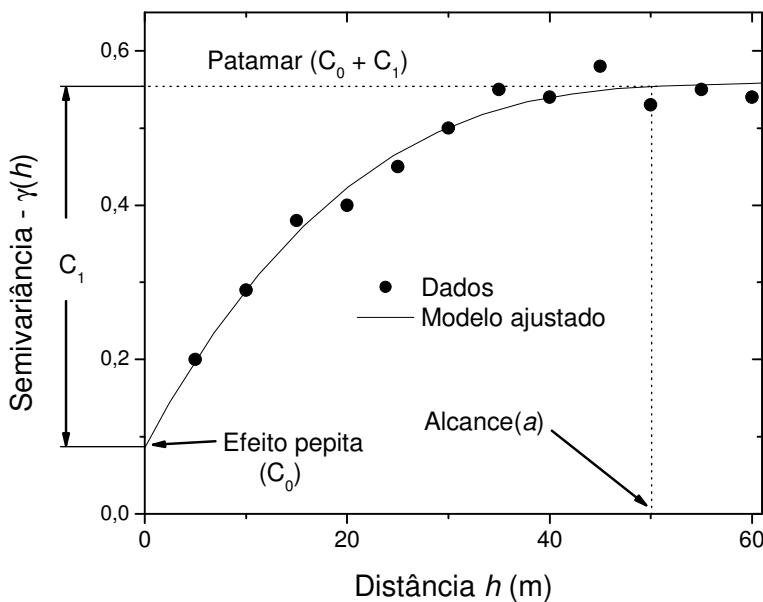


Figura 8. Semivariograma experimental $\hat{\gamma}(h)$ em função da distância de separação h , calculado usando a equação (5).

Os parâmetros dos modelos ajustados aos semivariogramas experimentais foram utilizados na estimativa dos atributos estudados em locais não amostrados por meio da técnica de krigagem ordinária. A krigagem ordinária é uma média móvel ponderada das amostras vizinhas, sendo que os pesos (λ_i) de cada vizinho foram determinados utilizando o modelo de correlação de dados estruturais, representado pela semivariância $\hat{\gamma}(h)$ em função de h (Equação 5), resultando em uma estimativa de variância mínima. A equação da krigagem é dada por:

$$\hat{z}(x_0) = \sum_{i=1}^N \lambda_i z(x_i) \quad (9)$$

Na qual, $\hat{z}(x_0)$ é o valor estimado da variável no ponto 0, N é o número de valores utilizados na predição, λ é a ponderação associada a cada valor e $z(x_i)$ é o valor observado no ponto i . Para as variáveis que apresentaram efeito pepita puro, ou seja, não apresentaram dependência espacial, o método de interpolação utilizado foi o inverso da distância.

3.4.2 Determinação da dimensão fractal

A dimensão fractal (D_F), que resume a dependência espacial, foi estimada pelo método do semivariograma (VIDAL-VÁZQUEZ et al., 2005), em que a estrutura espacial das superfícies fractais pode ser descrita por meio de uma relação de lei de potência:

$$|z(x) - z(x+h)| \propto h^H \quad (10)$$

sendo z o valor do atributo analisado, x a sua localização espacial, h a distância de separação e H a codimensão fractal ou expoente de Hölder (HUANG & BRADFORD, 1992). Se $0 < H \leq 1$, a codimensão fractal é definida como:

$$H = d - D_F \quad (11)$$

onde D_F é a dimensão fractal e d é a dimensão Euclidiana do sistema no qual a distribuição fractal é descrita. Para linhas, planos e superfícies, respectivamente, $d = 1, 2$ e 3 . Assim, para a distribuição de um determinado atributo no solo, sua dimensão fractal é dada por:

$$D_F = 3 - H \quad (12)$$

Dessa forma, comparando as equações (5) e (10), podemos dizer que, quando os dados apresentam comportamento fractal em determinada escala, temos a seguinte

proporção:

$$\hat{\gamma}(h) \propto h^{2H} \quad (13)$$

ou que

$$\log[\hat{\gamma}(h)] \propto 2H \log[h] \quad (14)$$

De acordo com a equação (14), a inclinação do semivariograma experimental na escala logarítmica é igual a $2H$. O expoente H pode ser obtido por meio da análise de regressão linear no gráfico dessa equação (PERFECT & KAY, 1995).

$$H = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{\log[\hat{\gamma}(h)]}{2 \log[h]} \quad (15)$$

A presença dessa relação linear indica que o modelo fractal é apropriado para simular a dependência espacial na escala estudada (PACHEPSKY et al., 2003). Quando $H=0$, D_F assume valor igual a 3, o que representa ausência de estrutura de variabilidade espacial ou não existe relação entre a forma como o atributo varia no espaço e h . Neste caso, não existe dimensão fractal e a metodologia não se aplica. Por outro lado, quando $0 < H < 3$, a dimensão fractal assume valores que caracterizam a presença de estrutura de variabilidade espacial e dependência do atributo estudado com h (PALMER, 1988).

O cálculo de D_F , derivado a partir dos semivariogramas experimentais anisotrópicos para diferentes direções e escalas, foi realizado por meio de metodologia desenvolvida por (MIRANDA, 2000). Os semivariogramas experimentais anisotrópicos foram calculados para as direções 0° , 45° , 90° e 135° (Figuras 2 e 4). A direção 0° representou o sentido da linha de plantio da cultura, 90° a declividade do terreno e as direções 45° e 135° corresponderam ao sentido da operação de eliminação das soqueiras da cana, prática adotada no momento da reforma dos canaviais. Posteriormente, foram construídos fractogramas, que mostram os valores D_F em função de diferentes distâncias h , sendo utilizados na análise da dependência espacial entre FCO2 e os demais atributos

do solo.

3.4.3 Análise de Componentes Principais

A estrutura multivariada contida no conjunto inicial de dados foi avaliada pela análise de componentes principais que condensa a informação relevante em um conjunto menor de variáveis latentes ortogonais que são denominados componentes principais (autovetores), gerados por combinações lineares das variáveis originais a partir dos autovalores da matriz de covariância. ACP é uma técnica estatística multivariada, que condensa as variáveis medidas em novas variáveis não medidas, na tentativa de avaliar o poder discriminatório das variáveis originais. Cada par de componentes principais (CPs) gera uma representação bidimensional do espaço amostral original, denominado biplot, onde é possível explicar a estrutura de variáveis direcionando feixes de variáveis nas regiões de máxima variabilidade. Foram considerados os componentes principais cujos autovalores foram superiores à unidade (KAISER, 1958). Os coeficientes das funções lineares, que definem os CPs, foram utilizados na interpretação de seu significado, usando o sinal e o tamanho relativo dos coeficientes como uma indicação do peso a ser atribuído para cada variável. Somente coeficientes com altos valores foram considerados para a interpretação, usualmente aqueles maiores ou iguais a 0,50 em valor absoluto.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Estatística Descritiva

Para o estudo inicial da distribuição dos dados foi realizada a estatística descritiva da emissão de CO₂ (FCO₂), temperatura (Ts) e umidade do solo (Us), representada pelos gráficos boxplot (Figuras 9 a 11) (BUSSAB & MORETTIN, 2002). No boxplot, o retângulo central representa o primeiro quartil (q_1), a mediana e o terceiro quartil (q_3). A posição central é ocupada pela mediana e a dispersão pela distância interquartil ($d_q = q_3 - q_1$). A média da variável foi representada pelo sinal de adição e as observações que apresentaram valores acima do limite superior ($LS = q_3 + 1,5d_q$) ou abaixo do limite inferior ($LI = q_1 - 1,5d_q$), denominadas discrepantes, foram representadas por círculos. Para FCO₂, foram observados pontos discrepantes em todos os dias de avaliação (Figura 9), caracterizados por valores de emissão acima de LS , estabelecido para essa variável, exceto para o dia 251 (experimento de 2012) quando foi observado apenas um valor abaixo de LI . O experimento de 2012 apresentou maior número de pontos discrepantes para FCO₂, quando comparado aos dias avaliados no experimento de 2010.

Para a Ts foram observados pontos discrepantes em todos os dias de avaliação, entretanto, também foram observados valores abaixo de LI (Figura 10). Para a umidade do solo (Us) os dias 197, 204 e 207 (experimento de 2010) e os dias 247, 249, 251 e 258 (experimento de 2012) apresentaram valores discrepantes (Figura 11). Os valores discrepantes foram classificados de acordo com ISAAKS & SRIVASTAVA (1989), sendo considerados: *Atípicos* os valores compreendidos entre 1,5 a 3 vezes os valores correspondentes de d_q , e *Extremos* os valores superiores a 3 vezes os valores correspondentes d_q . Neste estudo, somente os pontos *Extremos* foram eliminados das

análises posteriores, com isso, o número de pontos eliminados, para todas as variáveis em estudo e em todos os dias de avaliação, foi inferior a 10% do total do número de observações, 141 e 133 para os experimentos de 2010 e 2012, respectivamente.

4.2 Variabilidade temporal da emissão de CO₂, temperatura e umidade do solo

Para o experimento de 2010, a média de FCO₂ variou de 1,26 µmol m⁻² s⁻¹ (dia 197) a 1,77 µmol m⁻² s⁻¹ (dia 195) durante o período de 12 dias de estudo (Tabela 1), sendo semelhantes àquelas observadas em outros estudos conduzidos em áreas de cana-de-açúcar na mesma região (PANOSSO et al., 2008; BRITO et al., 2010; PANOSSO et al., 2012). Para o experimento de 2012, os valores médios de FCO₂ variavam de 1,20 µmol m⁻² s⁻¹ (dia 258) a 1,46 µmol m⁻² s⁻¹ (dia 240) durante o período de 18 dias de estudo (Tabela 1), além de apresentarem menor variabilidade temporal, de acordo com os valores do erro padrão da média (EP) ao longo dos dias estudados, quando comparados ao experimento de 2010. No experimento de 2010, os maiores valores de CV para FCO₂ foram encontrados nos dias 196 e 197 que também apresentaram os maiores valores de coeficientes de assimetria (1,40 e 1,65, respectivamente) e curtose (1,32 e 2,23, respectivamente). Para o experimento de 2012, foram observados maiores valores dos coeficientes de assimetria (1,31 a 2,44) e curtose (1,82 a 7,41) de FCO₂, quando comparados ao experimento de 2010. Em solo desprovido de vegetação, cultivados com trigo, em Ottawa, Canadá, foram observados valores de CV que entre 25% a 69% em estudo que levou em consideração a variabilidade espacial de FCO₂ (ROCHETTE et al., 1991).

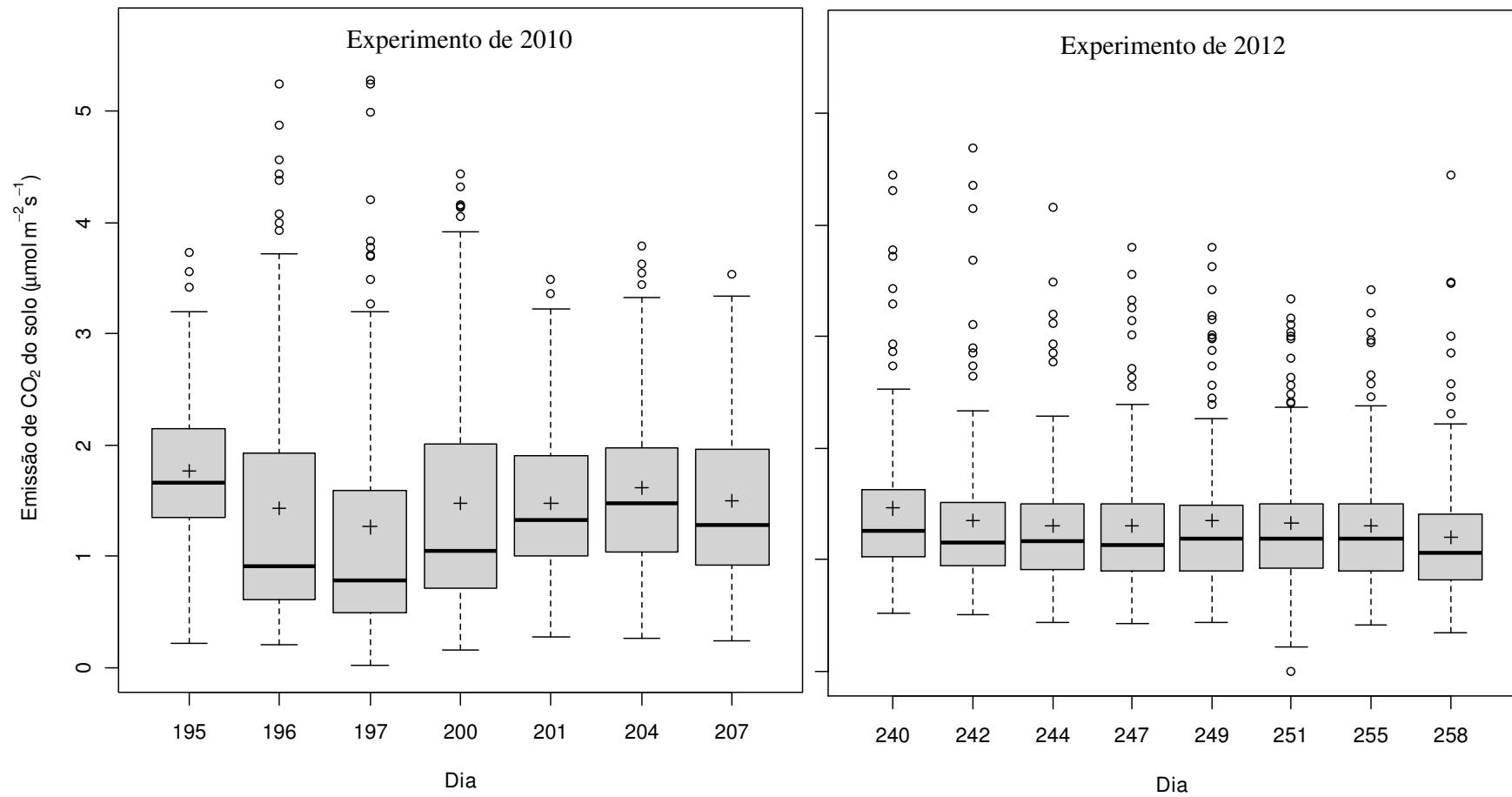


Figura 9. Gráficos boxplot da emissão de CO_2 do solo para os dias estudados dos anos de 2010 ($N=141$) e 2012 ($N=133$).

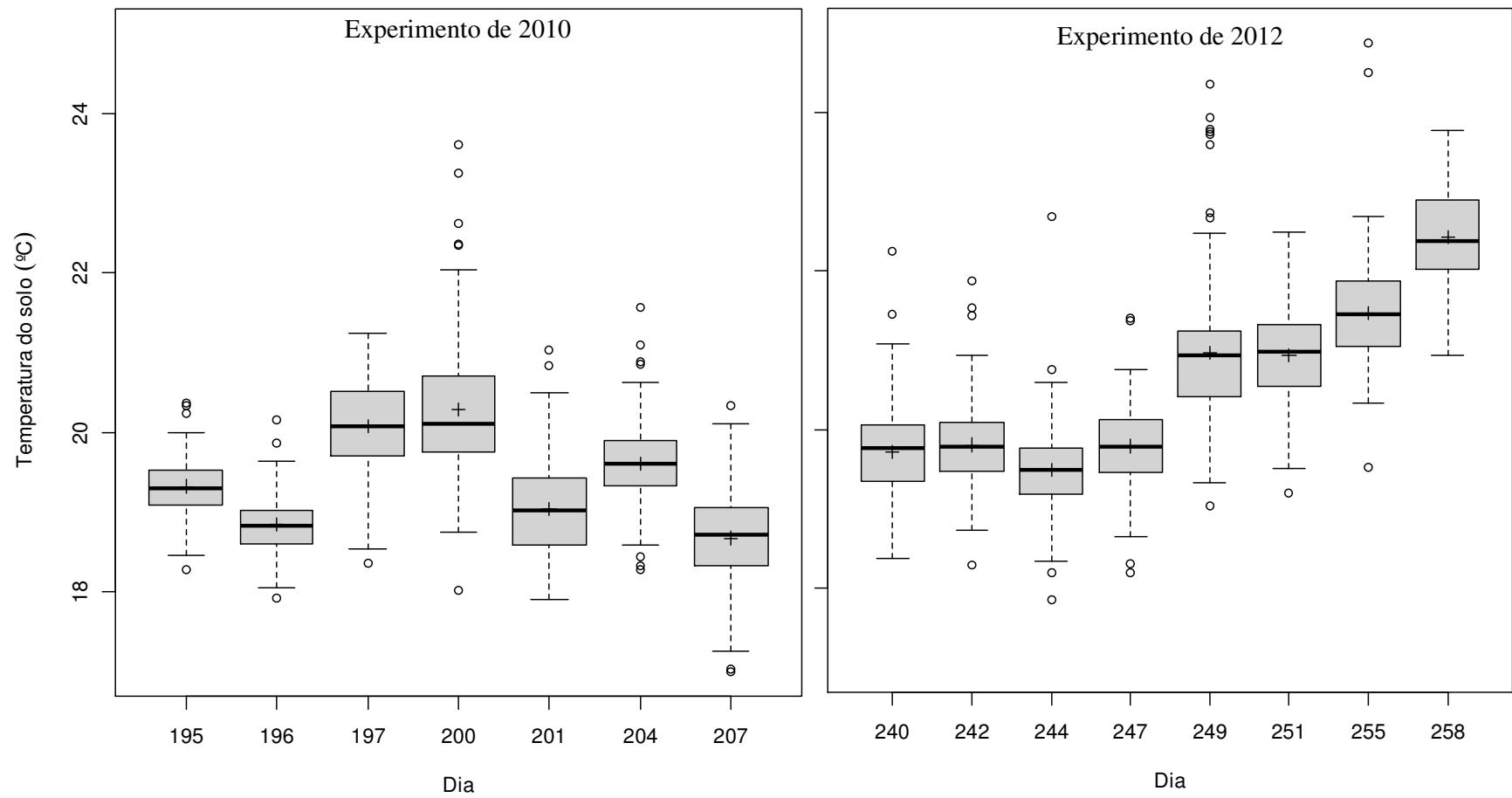


Figura 10. Gráficos boxplot da temperatura do solo para os dias estudados dos anos de 2010 ($N=141$) e 2012 ($N=133$).

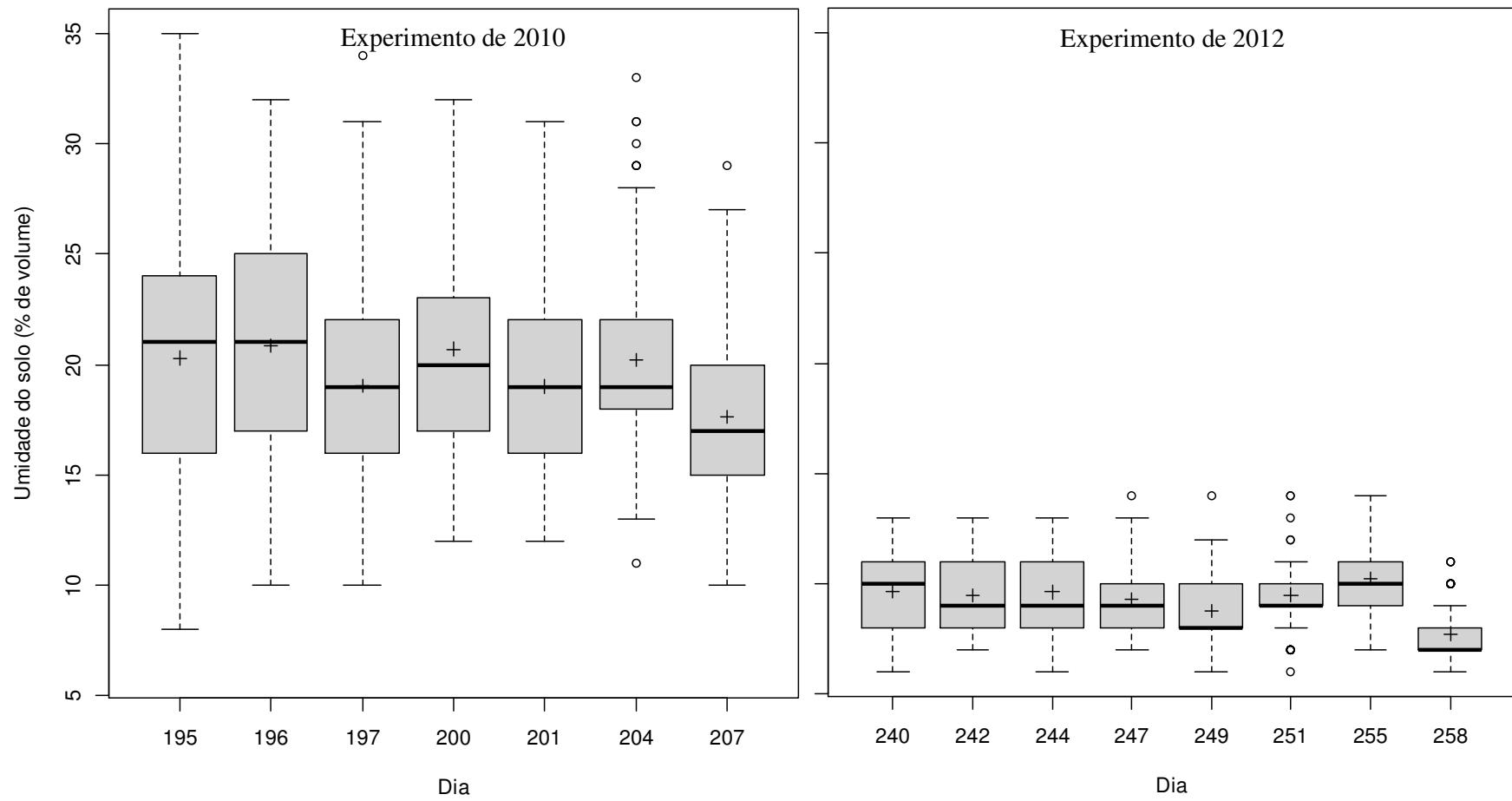


Figura 11. Gráficos boxplot da umidade do solo para os dias estudados dos anos de 2010 ($N=141$) e 2012 ($N=133$).

Tabela 1. Estatística descritiva da emissão de CO₂, temperatura e umidade do solo para os dias estudados dos anos de 2010 (N=141) e 2012 (N=133).

Dia Juliano	Emissão de CO ₂ do solo ($\mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$)								Temperatura do solo (°C)								Umidade do solo (% volume)														
	Média	Med	EP	Min	Max	CV	Assim	Curt	Média	Med	EP	Min	Max	CV	Assim	Curt	Média	Med	EP	Min	Max	CV	Assim	Curt							
	Experimento de 2010																Experimento de 2012														
195	1,77	1,66	0,06	0,22	3,73	38,16	0,58	0,19	19,32	19,29	0,03	18,27	20,36	1,79	0,27	0,69	20,29	21,00	0,43	8,00	35,00	25,46	0,13	-0,50							
196	1,42	0,91	0,10	0,20	5,24	80,70	1,40	1,32	18,84	18,83	0,03	17,92	20,15	1,97	0,31	0,78	20,85	21,00	0,41	10,00	32,00	23,11	0,01	-0,64							
197	1,26	0,78	0,10	0,02	5,28	90,87	1,65	2,23	20,08	20,07	0,05	18,36	21,25	3,04	-0,29	-0,06	19,05	19,00	0,35	10,00	34,00	21,99	0,66	0,55							
200	1,47	1,05	0,09	0,16	4,43	73,40	1,12	0,34	20,23	20,11	0,08	18,01	23,61	4,29	0,99	2,16	20,70	20,00	0,36	12,00	32,00	20,89	0,41	-0,29							
201	1,48	1,33	0,06	0,27	3,48	48,08	0,75	-0,03	19,03	19,02	0,05	17,90	21,03	3,25	0,47	0,23	19,00	19,00	0,33	12,00	31,00	20,61	0,55	-0,11							
204	1,61	1,48	0,07	0,26	3,79	47,48	0,81	0,18	19,61	19,61	0,04	18,27	21,56	2,65	0,25	1,52	20,23	19,00	0,35	11,00	33,00	20,27	0,71	0,43							
207	1,50	1,28	0,07	0,24	3,53	51,74	0,76	-0,20	18,67	18,72	0,05	16,99	20,33	3,19	-0,10	0,38	17,62	17,00	0,33	10,00	29,00	22,53	0,57	-0,02							
Experimento de 2012																Experimento de 2010															
240	1,46	1,26	0,06	0,51	4,44	48,90	1,95	4,65	19,72	19,76	0,05	18,37	22,25	2,97	0,48	2,38	9,60	10,00	0,13	6,00	13,00	16,06	0,16	-0,56							
242	1,35	1,15	0,06	0,50	4,69	52,54	2,44	7,41	19,81	19,79	0,04	18,29	21,87	2,57	0,80	2,85	9,43	9,00	0,15	7,00	13,00	18,15	0,45	-1,02							
244	1,30	1,16	0,05	0,44	4,16	45,89	2,01	5,48	19,48	19,49	0,05	17,86	22,68	2,82	1,28	8,29	9,59	9,00	0,15	6,00	13,00	18,19	0,30	-0,84							
247	1,30	1,13	0,05	0,42	3,80	48,08	1,87	3,80	19,79	19,79	0,05	18,20	21,40	2,64	-0,01	0,97	9,28	9,00	0,13	7,00	14,00	16,05	0,84	0,09							
249	1,34	1,19	0,06	0,44	3,80	49,45	1,71	2,91	20,97	20,94	0,08	19,04	24,36	4,38	1,38	3,13	8,75	8,00	0,13	6,00	14,00	17,53	0,72	0,05							
251	1,32	1,18	0,05	0,00	3,33	46,62	1,31	1,82	20,93	20,98	0,05	19,20	22,49	2,63	-0,27	0,34	9,47	9,00	0,12	6,00	14,00	14,27	0,36	1,06							
255	1,30	1,18	0,05	0,41	3,42	43,57	1,56	2,77	21,47	21,46	0,06	19,53	24,87	3,18	1,41	6,29	10,19	10,00	0,11	7,00	14,00	12,15	0,22	0,67							
258	1,20	1,06	0,05	0,34	4,44	52,26	2,27	7,16	22,42	22,38	0,05	20,93	23,78	2,66	-0,03	-0,56	7,67	7,00	0,11	6,00	11,00	16,11	0,75	-0,08							

Med Mediana; EP Erro padrão da média; Min Mínimo; Max Máximo; CV Coeficiente de Variação (%); Assim Coeficiente de Assimetria; Curt Coeficiente de Curtose.

Em solo sob cultivo de cana-de-açúcar em sistema cana crua, no município de Jaboticabal, São Paulo, os valores de FCO₂ variaram de 1,39 a 2,15 µmol m⁻² s⁻¹ em função da topografia do terreno e apresentaram CV entre 24,5% e 34,2% (BRITO et al., 2010). Além disso, em estudo sobre a variabilidade espacotemporal de FCO₂, conduzido em áreas de cana crua no município de Guariba, São Paulo, os CVs variaram de 11,7% a 48,9% (PANOSSO et al., 2008; PANOSSO et al., 2009a; PANOSSO et al., 2012). Quando considerados os sistemas de manejo da cultura, os valores de CV estiveram entre 22,6% e 26,2% para cana crua (1,97 a 2,16 µmol m⁻² s⁻¹) e entre 43,6% e 63,5 para cana queimada (2,03 a 5,29 µmol m⁻² s⁻¹) (PANOSSO et al., 2008; PANOSSO et al., 2009a). PIOTROWSKA & DLUGOSZ (2012) estudando a variabilidade especial das propriedades microbiológicas de um Luvissolo cultivado com trigo, na Polônia, observaram valores de coeficientes de assimetria, para FCO₂, de 1,15 e 1,55 e valores de coeficiente de curtose de 2,78 e 4,31, valores semelhantes aos observados no presente estudo. TEIXEIRA et al. (2011b) avaliando a variabilidade diurna da emissão de CO₂ em área cultivada com milho, na cidade de Jaboticabal (SP), encontraram coeficientes de assimetria e curtose variando de 0,72 a 1,09 e de 0,12 a 1,10, respectivamente.

Os valores de CV, de acordo com os critérios de classificação de WARRICK & NIELSEN (1980) para a variabilidade espacial dos atributos do solo, foram considerados baixos para Ts (CV < 12%) e moderados para Us (12% < CV < 24%), com exceção do dia 195, que apresentou CV de 25,46%, sendo considerado alto. Para FCO₂, em todos os dias avaliados o CV foi classificado como alto (CV > 24%), apresentando uma grande variação espacial e justificando, assim, o uso da geoestatística na tentativa de modelar a dependência espacial desse atributo.

Os valores médios de Ts apresentaram variação de 1,56 °C ao longo do

experimento de 2010, ficando entre 18,67 °C (dia 207) e 20,23 °C (dia 200). Para o experimento de 2012, a variação de Ts, ao longo dos dias estudados, foi de 2,94 °C, com menor valor de 19,48 °C (dia 244) e maior valor de 22,42 °C (dia 258). Assim, os resultados apresentados na Tabela 1 e Figura 10 sugerem uma menor variabilidade temporal de Ts no experimento de 2010, quando comparada ao experimento de 2012, além disso, foi observado um aumento da temperatura do solo a partir do dia 249, nos últimos dias estudados do experimento de 2012. Para Us, no experimento de 2010, os valores estiveram entre 17,62% a 20,85% para os dias 207 e 196, respectivamente (Tabela 1). Em 2012 o menor valor de umidade foi de 7,67% e o maior valor foi 10,19%, para os dias 258 e 255, respectivamente. Apesar de ambos os experimentos terem sido conduzidos no inverno, foram observados menores médias de Us no experimento de 2012, uma vez que o experimento de 2010 foi realizado no mês de Julho, início da estação seca na região, quando o solo estava mais úmido, em comparação ao experimento de 2012, cujas avaliações foram realizadas nos meses de Agosto e Setembro em condições de maior restrição hídrica.

As variações temporais de Ts e Us podem ser atribuídas à presença de palha sobre a superfície do solo, uma vez que não houve chuvas durante os experimentos, o que levou a uma distribuição mais homogênea desses atributos, dentro de cada ano de estudo, refletindo, assim, na variabilidade temporal de FCO2 (TEDESCHI et al., 2006; KOSUGI et al., 2007; OHASHI & GYOKUSEN, 2007; CONCILIO et al., 2009). Para a melhor compreensão da variabilidade temporal de FCO2 ao longo dos períodos estudados, foi realizada a análise de correlação linear simples entre FCO2 e a Ts e Us. Para o ano de 2010, foram observados índices de correlação entre FCO2 e Ts de -0,23 ($p = 0,61$) e Us de 0,23 ($p = 0,60$). Para o ano de 2012, os índices de correlação observados foram para Ts de -0,64 ($p = 0,09$) e Us de 0,55 ($p = 0,16$). Os resultados

sugerem uma relação direta entre FCO₂ e Us e inversa entre FCO₂ e Ts, entretanto, os coeficientes de correlação linear foram maiores para o ano de 2012. Investigando a variação espacial e temporal do fluxo de CO₂ em florestas, SCHWENDENMANN et al. (2003) observaram o principal fator para explicar as variações temporais no fluxo de CO₂ foi o conteúdo de água presente no solo. Entretanto, a análise de regressão linear simples ($p < 0,10$) mostrou que 41% da variabilidade temporal de FCO₂ pode ser explicada pela variabilidade de Ts, somente no ano de 2012. A presença de resíduos de cultura sobre a superfície do solo pode favorecer menores valores de Ts, além de tornar as variações em FCO₂ menos sensíveis às variações de Us ao longo do período experimental (PANOSSO et al., 2009a). USSIRI & LAL (2009) relataram menor sensibilidade de FCO₂ às variações de Ts e Us em sistema sem distúrbio, quando comparado ao sistema de preparo convencional.

4.3 Estatística descritiva dos atributos do solo

Quando considerado os sete dias de avaliação durante o período de 12 dias do experimento de 2010 (média geral), FCO₂ apresentou uma média de 1,51 $\mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$, com um valor mínimo de 0,34 $\mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ e máximo de 3,43 $\mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$, além de um CV de 46,34% (Tabela 2). Da mesma forma, Ts variou de 18,44 °C a 20,07 °C, com média de 19,39 °C e CV de 1,50%. Os valores de Us, por sua vez, apresentaram mínimo de 15,29% e máximo de 26,50%, com média de 19,58% e CV de 12,56% (Tabela 2). Para o experimento de 2012, quando considerado a média de oito dias de avaliação, durante um período total de 18 dias, a média de FCO₂ foi 1,20 $\mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$, com valor mínimo de 0,50 $\mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ e máximo de 2,82 $\mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$, tais valores expressam variabilidade ligeiramente inferior àquela observada para o experimento de 2010. Para esse experimento, Ts variou de 19,46 °C a 21,40 °C, com média de 20,60 °C e CV de

1,92%. Os valores de Us, por sua vez, apresentaram mínimo de 7,50% e máximo de 11,50%, com média de 9,25% e CV de 9,29%.

O teor de matéria orgânica (MO) e o estoque de carbono do solo (EstC) são considerados importantes atributos relacionados às alterações nas taxas de emissão de CO₂ do solo. A MO é uma das principais fontes de produção de CO₂ no solo, promovida pela atividade microbólica (BALL et al., 1999; DOMINY et al., 2002; KEMMITT et al., 2008). A média de MO de 47,65 g dm⁻³ para o solo do experimento de 2010 (Tabela 2) que foi superior à encontrada em outros estudos em área de cana-de-açúcar em sistema de cultivo cana crua (BLAIR, 2000; PANOSO et al., 2011) e, por outro lado, semelhante à estudo realizado no município de Pradópolis, São Paulo, em área com colheita mecanizada (RAZAFIMBELO et al., 2006). Em adição, os valores de MO do solo de 2010 foi 67% superior quando comparado à média de MO do solo do experimento de 2012 (28,45 g dm⁻³). Os elevados valores de MO observados no solo de 2010 proporcionaram EstC superior em 52% no solo de 2010 (1268,80 Mg ha⁻¹) quando comparado ao solo de 2012 (829,35 Mg ha⁻¹).

Os valores de pH do solo foram 5,12 e 5,43 nos anos de 2010 e 2012, respectivamente (Tabela 2). A melhoria das condições químicas do solo contribui para o aumento da atividade microbólica e, consequentemente, para a elevação nas taxas de emissão de CO₂ para a atmosfera. A correção do pH do solo, em decorrência da prática da calagem, afeta não somente a atividade, mas também a composição da população de microrganismos do solo. Tal prática proporciona um ambiente mais favorável à atividade de certas classes de microrganismos, aumentando sua biomassa microbiana e, consequentemente, as taxas de respiração do solo (FUENTES et al., 2006).

Tabela 2. Estatística descritiva, média, erro padrão da média (EP), mínimo (Min), máximo (Max) e coeficiente de variação (CV) da emissão de CO₂, temperatura e umidade do solo e atributos químicos e físicos do solo na profundidade de 0,0 - 0,1 m.

Atributo	Experimento de 2010					Experimento de 2012				
	Média	EP	Min	Max	CV	Média	EP	Min	Max	CV
FCO2 ($\mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$)*	1,51	0,06	0,34	3,43	46,34	1,20	0,04	0,50	2,82	32,84
Ts (°C)*	19,39	0,02	18,44	20,07	1,50	20,60	0,04	19,46	21,40	1,92
Us (% de volume)*	19,58	0,22	15,29	26,50	12,56	9,25	0,07	7,50	11,50	9,29
Ds (g cm ⁻³)	1,50	0,01	1,11	1,86	9,19	1,45	0,01	1,18	1,71	7,51
PLA (%)	33,97	0,43	22,00	46,36	14,90	40,42	0,35	29,36	51,13	9,95
VTP (%)	53,89	0,37	43,67	65,15	8,03	49,58	0,37	38,00	60,00	8,60
Macro (%)	14,72	0,41	6,47	28,13	33,09	19,39	0,55	4,00	37,00	32,26
Micro (%)	39,21	0,23	33,35	45,10	6,78	30,42	0,22	25,00	35,00	7,99
Areia (g kg ⁻¹)	365,17	1,20	335	404	3,83	425,69	1,09	390	450	2,92
Silte (g kg ⁻¹)	130,14	1,89	73	186	17,21	100,23	1,69	60	140	19,35
Argila (g kg ⁻¹)	506,80	1,91	456	561	4,47	474,15	1,83	420	520	4,41
pH	5,12	0,02	4,50	5,50	4,16	5,43	0,03	4,73	6,13	6,14
MO (g dm ⁻³)	47,65	0,47	34,78	61,26	11,53	28,45	0,34	20,13	43,56	13,57
EstC (Mg ha ⁻¹)	1268,80	15,10	865,80	1727,70	14,02	829,35	11,08	463,52	1163,26	15,00
P (mg dm ⁻³)	23,21	0,38	12,00	35,26	19,17	26,26	1,07	13,07	83,26	47,00
SB (mmol _c dm ⁻³)	65,65	0,56	46,55	79,95	10,01	49,82	1,27	22,30	100,68	29,29
CTC (mmol _c dm ⁻³)	108,55	0,47	94,66	122,24	5,10	82,79	0,98	55,67	120,11	13,49
V (%)	60,97	0,43	48,33	74,99	8,22	59,81	0,92	34,02	82,07	17,84

* média geral dos dias avaliados; FCO2 emissão de CO₂ do solo; Ts temperatura do solo; Us umidade do solo; Ds densidade do solo; PLA porosidade livre de água; VTP volume total de poros; Macro macroporosidade; Micro microporosidade; Areia teor de areia; Silte teor de silte; Argila teor de argila; MO teor de matéria orgânica; EstC estoque de carbono; P fósforo disponível; SB soma de bases; CTC capacidade de troca de cátions; V saturação por bases.

Os teores de fósforo disponível (P) nas áreas foram de 23,21 mg dm⁻³ e 26,26 mg dm⁻³ para os solos dos experimentos de 2010 e 2012, respectivamente. O P também pode ser considerado um fator limitante à atividade microbiana por ser um elemento essencial em seu metabolismo (DUAH-YENTUMI et al., 1998). Além disso, a preservação da palha sobre a superfície do solo, em áreas de cana-de-açúcar, favorece o incremento da MO, que, por sua vez, altera os atributos químicos, podendo, inclusive, promover melhorias nas condições de fertilidade do solo (CANELLAS et al., 2003). Os atributos físicos do solo, de forma geral, apresentaram valores de CV moderados ou baixos para ambas as áreas, com exceção a macroporosidade, que apresentou os valores de coeficiente de variação de 33,09% e 32,26% para os solos de 2010 e 2012, respectivamente (Tabela 2).

A presença de cobertura vegetal sobre a superfície do solo pode ter contribuído na homogeneização da distribuição espacial de alguns atributos em suas respectivas áreas. Resultados semelhantes foram observados em outros estudos na mesma região (BRITO et al., 2009; PANOSO et al., 2011). De acordo com PIOTROWSKA & DLUGOSZ (2012) práticas como a rotação de culturas e o preparo do solo aumentam a variabilidade de FCO₂ em comparação aos atributos físico-químicos do solo. As médias da densidade do solo (Ds) foram elevadas (1,50 g cm⁻³ e 1,45 g cm⁻³, para 2010 e 2012, respectivamente), devido, provavelmente, ao tráfego mais intenso de máquinas agrícolas em áreas de cana crua, quando comparadas com áreas de cana queimada, levando à maior compactação do solo. Sabe-se que os atributos ligados à porosidade são responsáveis pela oxigenação do solo e transporte de CO₂ deste para a atmosfera (XU & QI, 2001; JASSAL et al., 2004; EPRON et al., 2006). Deste modo, elevados valores de Ds podem impedir a entrada de oxigênio no solo, fator limitante à atividade microbiana e subsequente emissão de CO₂ (FANG et al., 1998).

4.4 Variabilidade espacial da emissão de CO₂, temperatura e umidade do solo

Apesar da distribuição normal não ser uma condição prévia para a análise geoestatística, os dados não devem apresentar distribuições de frequência com caudas muito longas. Portanto, a diferença entre a média a e mediana deve ser pequena (GONÇALVES et al., 2001), pois o semivariograma é fortemente influenciado por distribuições assimétricas positivas, onde poucos valores podem contribuir para o aumento da semivariância (WEBSTER & OLIVER, 2009). As diferenças entre a média e a mediana da emissão de CO₂ do solo (Tabela 1), em comparação àquelas da temperatura e umidade do solo, indicaram uma distribuição assimétrica positiva dos dados, portanto, os valores médios de FCO₂, em ambos os experimentos, foram influenciados pelos altos valores de emissão (Figura 5). Portanto, antes da análise geoestatística, foi aplicada uma transformação lognormal para a normalização da assimetria da frequência de distribuição dos dados de FCO₂, sendo este procedimento frequentemente utilizado para a descrição espacial dessa variável (ROCHETTE et al., 1991; PRINGLE & LARK, 2006; KOSUGI et al., 2007; PANOSO et al., 2009a; PANOSO et al., 2009b; HERBST et al., 2010).

A caracterização da estrutura de variabilidade espacial foi determinada ajustando-se modelos de semivariograma (Tabela 3). Os modelos ajustados aos semivariogramas experimentais de FCO₂, em ambos os anos experimentais, foram esféricos (Tabela 3 e Figuras 12,13, 16 e 17), com exceção para dia 195 do ano de 2010, em que um modelo Gaussiano foi mais bem ajustado ao semivariograma experimental de FCO₂, de acordo com a análise de validação cruzada, utilizada para a seleção de modelos. Esses resultados corroboram vários estudos que mostram ajustes de modelos esféricos aos semivariogramas experimentais de FCO₂ (DASSELAAR et al., 1998; CARDELLINI et al., 2003; LEWICKI et al., 2005; KONDA et al., 2008; BRITO et al.,

2010; HERBST et al., 2010; TEIXEIRA et al., 2011b), entretanto, outros estudos reportam o ajuste de modelos exponenciais (STOYAN et al., 2000; OHASHI & GYOKUSEN, 2007; PANOSO et al., 2009a). A maioria dos modelos de FCO2 apresentou altos valores de coeficiente de determinação, expressos pelos valores de r^2 (Tabela 3). Os modelos matemáticos descrevem a variabilidade de forma distinta, sendo responsáveis pelas características existentes nos padrões espaciais (Figuras 14, 15, 18 e 19) de cada variável. Os modelos exponenciais são mais bem ajustados a fenômenos erráticos na pequena escala, enquanto os modelos esféricos descrevem variáveis com alta continuidade espacial, ou menos erráticos na pequena distância, por sua vez, o modelo Gaussiano é adotado para fenômenos regulares e contínuos (ISAAKS & SRIVASTAVA, 1989).

Os modelos ajustados aos semivariogramas da temperatura do solo, no ano de 2010, foram: esféricos para os dias 195, 201 e 207; exponenciais para os dias 196 e 197; Gaussiano para o dia 200 (Tabela 3 e Figuras 12 e 13) e falta de estrutura de variabilidade espacial (efeito pepita puro) para o dia 204. Essa alternância entre os modelos matemáticos ao longo de período de estudo também foi observada para Ts no ano de 2012, onde modelos esféricos foram ajustados para os dias 240, 244, 247, 255 e 258; Gaussianos para os dias 242 e 251 e exponencial para o dia 249 (Tabela 3 e Figuras 16 e 17). AL-KAYSSI (2002) estudando a variabilidade espacial da temperatura do solo em casas de vegetação, ao longo de uma transecção com 55 m, identificou a presença de modelo esférico com estrutura de dependência espacial até 34 m de distância. PANOSO et al. (2009a) avaliando as mudanças nos padrões de variabilidade espacial em áreas de cana crua e cana queimada, na região de Guariba, SP, relataram o ajuste de modelos esféricos aos semivariogramas experimentais da temperatura do solo, nos sistemas estudados.

Para a umidade do solo, no ano de 2010 os modelos ajustados foram esféricos nos dias 195, 196, 201 e 207 e exponenciais nos dias 197, 200 e 204 (Tabela 3 e Figuras 12 e 13). Para o ano de 2012 a maioria dos modelos foram esféricos, com exceção dos dias 242 e 244, aos quais o modelo exponencial foi mais bem ajustado aos semivariogramas de Us (Tabela 3 e Figuras 16 e 17). PANOSO et al. (2009a), estudando a variabilidade espacial da emissão de CO₂, temperatura e umidade do solo em áreas de cana crua e cana queimada, observaram modelos exponencial e esférico para Us em área de cana queimada e falta de estrutura de variabilidade espacial (EPP), em área de cana crua. Vale salientar que, tal fato pode ser devido ao arranjo dos pontos nas malhas amostrais utilizadas nestes experimentos, as quais foram adensadas (menores distâncias de 0,5 m e 1,0 m para 2010 e 2012, respectivamente), em comparação a estudos anteriores, e possibilitaram a avaliação das variáveis em escala reduzida, captando os valores de semivariância em pequenas distâncias para Us.

O grau de dependência espacial (GDE) foi classificado como moderado para todas as variáveis estudadas nos dias de avaliação, caracterizado pela relação $0,25 < C_0/C_0+C_1 < 0,75$ (CMBARDELLA et al., 1994), exceto para a Ts no dia 201 do ano de 2010 e no dia 255 do ano de 2012, onde foram o GDE foi classificado como forte ($>0,25$). Estudos em diversas culturas, e tipos de solo, relataram fraco ou moderado grau de dependência espacial de FCO₂ (LA SCALA et al., 2000; STOYAN et al., 2000; ISHIZUKA et al., 2005). BRITO et al. (2010) e PANOSO et al. (2009a) estudando a emissão de CO₂ em solos sob cultivo de cana-de-açúcar e manejo de cana crua determinaram estruturas de moderada de dependência espacial. HERBST et al. (2009), avaliando a FCO₂ em solo desprovido de vegetação determinaram estruturas com dependências variando de fraca a forte.

Os alcances (a) dos modelos ajustados aos semivariogramas de FCO₂ apresentam grandes variações durante os dias de avaliação para os anos estudados. Para o ano de 2010 o menor valor de a foi de 16,4 m para o dia 195 e o maior valor foi de 43,1 m para o dia 200. No ano de 2012 o menor valor de a foi 8,9 m e o maior valor foi de 22,3 m (Tabela 3). Alterações de a de FCO₂ têm sido observadas entre estações do ano (OHASHI & GYOKUSEN, 2007), meses (STOYAN et al., 2000), após eventos de precipitação (LA SCALA et al., 2000), ou mesmo de acordo com o tamanho da malha amostral (RAYMENT & JARVIS, 2000; KONDA et al., 2008). Os alcances obtidos para FCO₂ foram semelhantes aqueles encontrado por BRITO et al. (2010) para as posições topográficas ombro e sopé, no mesmo tipo cobertura. PANOSO et al. (2009a), a partir de uma malha amostral com 60 pontos espaçados entre 13,30 m (190 × 50 m) observaram valores de alcance variando desde a total independência entre as amostras até próximos a 73,2 m. Os resultados sugerem que maiores valores de alcance foram observados no anos de 2010, quando comparados ao ano de 2012. Os valores de alcance fornecem informações a respeito da heterogeneidade da distribuição espacial em relação das variáveis estudadas (TRANGMAR et al., 1985), assim, o maior valor de alcance das estruturas de variabilidade espacial de FCO₂ indica uma distribuição mais homogênea de FCO₂ para o ano de 2010.

Para Ts foram observados variações diárias dos alcances dos modelos ajustados, em ambos os anos estudados (Tabela 3). Para o ano de 2010 os valores de alcance variaram desde a falta de estrutura de variabilidade até 46,2 m, por outro lado, para o anos de 2012, os valores de alcance variaram de 4,6 m até 43,8 m. PANOSO et al. (2009a) observaram valores de alcance ao redor de 53 m para Ts nas áreas de cana crua. AL-KAYSSI (2002) observou estrutura de valores de alcance até 34 m de distância. Os valores de alcance de modelos ajustados aos semivariogramas de Us também

apresentaram grande variação ao longo dos períodos estudados. Para o ano de 2010, menor valor de 2,8 m foi observado para o dia 207, e maior valor de 32,4 m foi observado para o dia 195. Para o ano de 2012, o menor valor de alcance foi de 9,8 m e maior valor de 39,9 m para os dias 242 e 251, respectivamente.

Os modelos ajustados aos semivariogramas experimentais de FCO₂, Ts e Us foram utilizados para obter a estimativa dos valores dessas variáveis em locais não amostrados, por meio do processo de interpolação da krigagem, gerando, deste modo, os mapas de padrões espaciais (Figuras 14, 15, 18 e 19). Para o ano de 2010, os padrões de variabilidade espacial de FCO₂ podem ser considerados constantes ao longo dos dias de avaliação, com uma faixa de menores valores localizados na parte central direita dos mapas, no sentido de 90° e na parte esquerda superior da área. A temperatura do solo apresentou variações mais pronunciadas dos padrões espaciais, ao longo dos dias estudados, e menor continuidade espacial quando compara à FCO₂. Os mapas dos dias 204 e 207 (Figura 15) apresentaram regiões de baixos valores de Ts localizadas na região esquerda dos mapas, entretanto, nenhum outro padrão foi observado para os demais dias, para esse atributo. Para Us, os menores valores foram observados ao longo da região central da área experimental, no sentido da declividade do terreno (90°) e na região direita superior dos mapas (Figuras 14 e 15). Menor continuidade espacial foi observada para Us, em comparação aos padrões de variabilidade de FCO₂. Os resultados indicam que os padrões espaciais de FCO₂ não puderam ser descritos pelos padrões espaciais de Ts e Us para cada dia estudado. A análise de correlação linear simples entre FCO₂ e Ts e Us, para cada dia avaliado no ano de 2010, não apresentou coeficientes de correlação significativos ($p > 0,05$) entre FCO₂, Ts e Us (dados não apresentados), confirmando, assim, a falta de relação entre os padrões espaciais dessas variáveis.

Para o ano de 2012, os mapas de padrões espaciais de FCO2 (Figuras 18 e 19), semelhante ao ano de 2010, indicaram que FCO2 teve padrão de variabilidade constante no período estudado, com os menores valores de emissão localizados na região superior da área e na região direita inferior. A análise dos mapas de temperatura do solo indicou menores alterações espaço-temporais dessa variável, quando comparada ao ano de 2010, uma vez que certa constância foi observada, com menores valores de Ts localizados na parte inferior da área experimental. Resultado semelhante pode ser observado para Us, onde os menores valores dessa variável estiveram localizados, principalmente, na direção de 135º na área de estudo. Em adição, maior continuidade espacial foi observada para FCO2 e US, quando comparadas à Ts. A análise de correlação linear simples indicou índices de correlação positivos e significativos ($p < 0,05$) entre FCO2 e Us, exceto para os dias 251 e 255 (dados não apresentados). Para os dias 242 e 251, foram observados coeficientes de correlação negativos e significativos entre FCO2 e Ts. Assim, diferentemente do observado para o ano de 2010, os padrões espaciais de FCO2 podem ser relacionados aos padrões espaciais de Us, principalmente, ao longo do experimento de 2012.

Tabela 3. Modelos e estimativas dos parâmetros ajustados aos semivariogramas experimentais para a emissão de CO₂ do solo, temperatura do solo e umidade do solo para todos os dias avaliados nos experimentos de 2010 e 2012.

Dia Juliano	Emissão de CO ₂ do solo						Temperatura do solo						Umidade do solo									
	Modelo	C_0	C_0+C_I	a (m)	SQR	r^2	GDE	Modelo	C_0	C_0+C_I	a (m)	SQR	r^2	GDE	Modelo	C_0	C_0+C_I	a (m)	SQR	r^2	GDE	
Experimento de 2010																						
195	Gau	0,09	0,14	16,4	7,48E-04	0,82	0,62	Esf	0,05	0,12	21,1	6,04E-04	0,82	0,44	Esf	15,2	26,9	32,4	5,64E+01	0,8	0,56	
196	Esf	0,30	0,60	41,6	1,69E-02	0,84	0,49	Exp	0,04	0,12	26,4	1,03E-03	0,70	0,38	Esf	9,45	20,86	4,1	7,49E+01	0,56	0,45	
197	Esf	0,41	0,81	37,9	1,16E-02	0,94	0,49	Exp	0,16	0,33	26,6	2,29E-03	0,87	0,49	Exp	5,94	14,61	8,1	5,96E+00	0,84	0,40	
200	Esf	0,30	0,67	43,1	1,32E-02	0,93	0,43	Gau	0,23	0,66	24,6	3,82E-02	0,88	0,35	Exp	5,97	17,57	19,8	3,23E+01	0,79	0,33	
201	Esf	0,11	0,30	40,1	1,77E-03	0,95	0,38	Esf	0,05	0,29	3,63	4,91E-03	0,82	0,18	Esf	6,51	14,1	11,1	3,55E+00	0,89	0,46	
204	Esf	0,13	0,28	34,5	1,16E-03	0,95	0,45	EPP	0,23	0,23	---	---	---	1,00	Exp	6,25	12,51	12,3	4,61E+00	0,82	0,49	
207	Esf	0,14	0,36	41,7	2,71E-03	0,95	0,39	Esf	0,15	0,42	46,2	3,40E-02	0,75	0,36	Esf	4,98	13,89	2,8	7,48E+00	0,78	0,35	
Experimento de 2012																						
240	Esf	0,09	0,20	19,1	1,46E-03	0,78	0,46	Esf	0,16	0,31	29,3	3,99E-03	0,84	0,50	Esf	1,26	2,58	11,8	1,02E-01	0,94	0,48	
242	Esf	0,06	0,15	11,9	8,67E-04	0,66	0,43	Gau	0,11	0,23	43,8	4,01E-03	0,85	0,48	Exp	1,40	3,13	9,8	6,36E-02	0,96	0,44	
244	Esf	0,06	0,16	21,5	1,22E-03	0,86	0,39	Esf	0,06	0,17	6,2	5,88E-04	0,90	0,37	Exp	1,45	3,06	22,4	5,11E-01	0,82	0,47	
247	Esf	0,07	0,15	19,5	1,41E-03	0,77	0,49	Esf	0,05	0,22	4,6	6,46E-03	0,57	0,25	Esf	1,22	2,44	27,1	3,16E-01	0,83	0,50	
249	Esf	0,13	0,32	22,3	2,54E-03	0,91	0,39	Exp	0,21	0,76	21,1	4,86E-02	0,80	0,27	Esf	1,10	2,54	23,3	3,90E-01	0,81	0,43	
251	Esf	0,12	0,25	18,2	2,86E-03	0,82	0,46	Gau	0,15	0,35	29,9	1,82E-03	0,96	0,44	Esf	0,92	1,84	39,9	1,43E-01	0,87	0,50	
255	Esf	0,06	0,13	8,9	1,22E-03	0,63	0,48	Esf	0,0001	0,25	4,9	2,94E-03	0,87	0,04	Esf	0,57	1,14	12,6	4,89E-02	0,81	0,50	
258	Esf	0,06	0,14	18,3	7,99E-04	0,83	0,40	Esf	0,16	0,37	22,5	3,60E-03	0,92	0,42	Esf	0,66	1,33	15,2	3,29E-02	0,90	0,50	

GDE grau de dependência espacial = $C_0/(C_0+C_I)$, forte para valores menores que 0,25; moderado para valores entre 0,25 e 0,75; fraco para valores maiores que 0,75 (CAMBARDELLA et al., 1994); SQR soma de quadrados do resíduo; Exp exponencial; Esf esférico; EPP = efeito pepita puro; Gau Gaussiano.

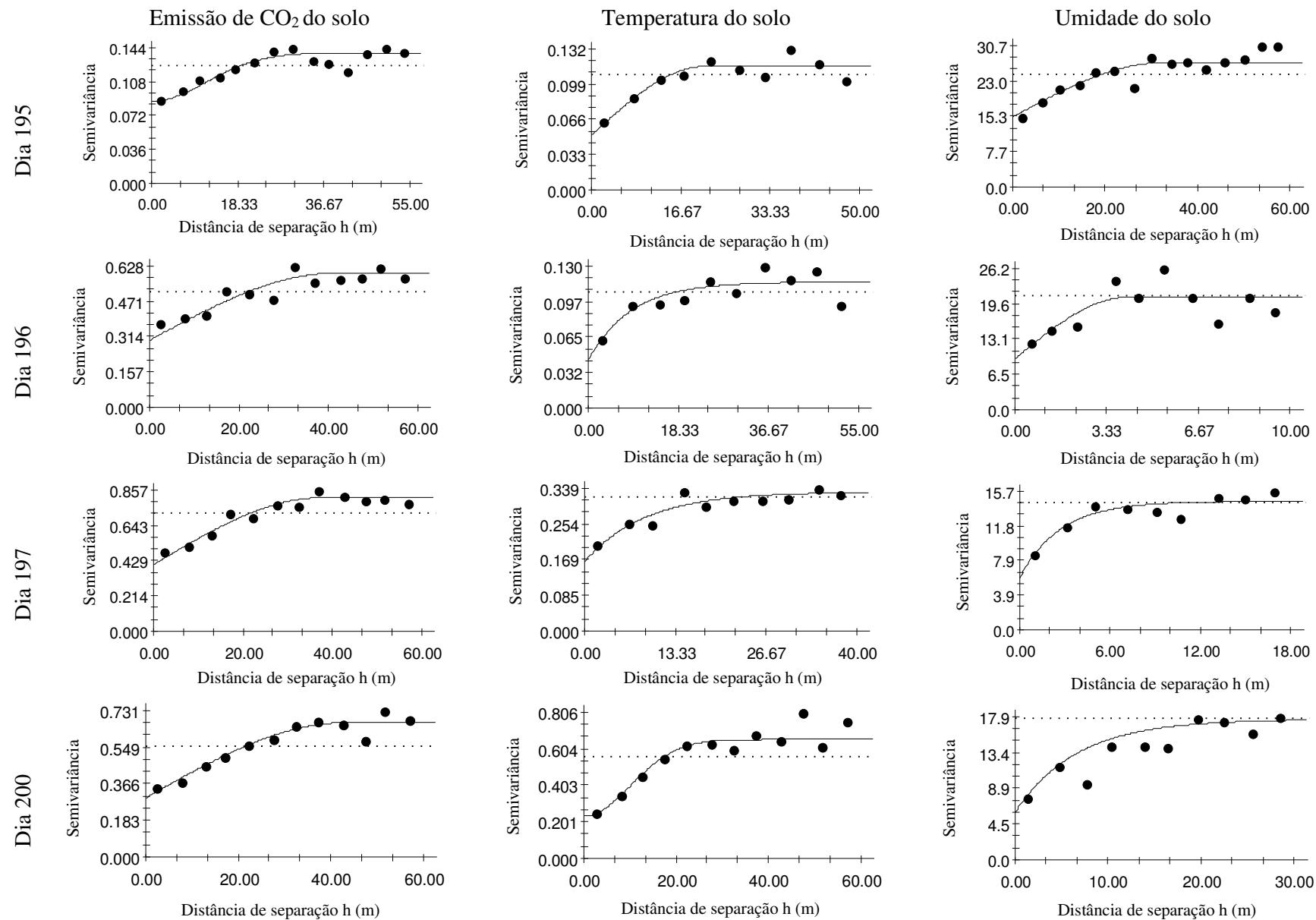


Figura 12. Semivariogramas da emissão de CO₂, temperatura e umidade do solo nos dias 195, 196, 197 e 200 do experimento de 2010.

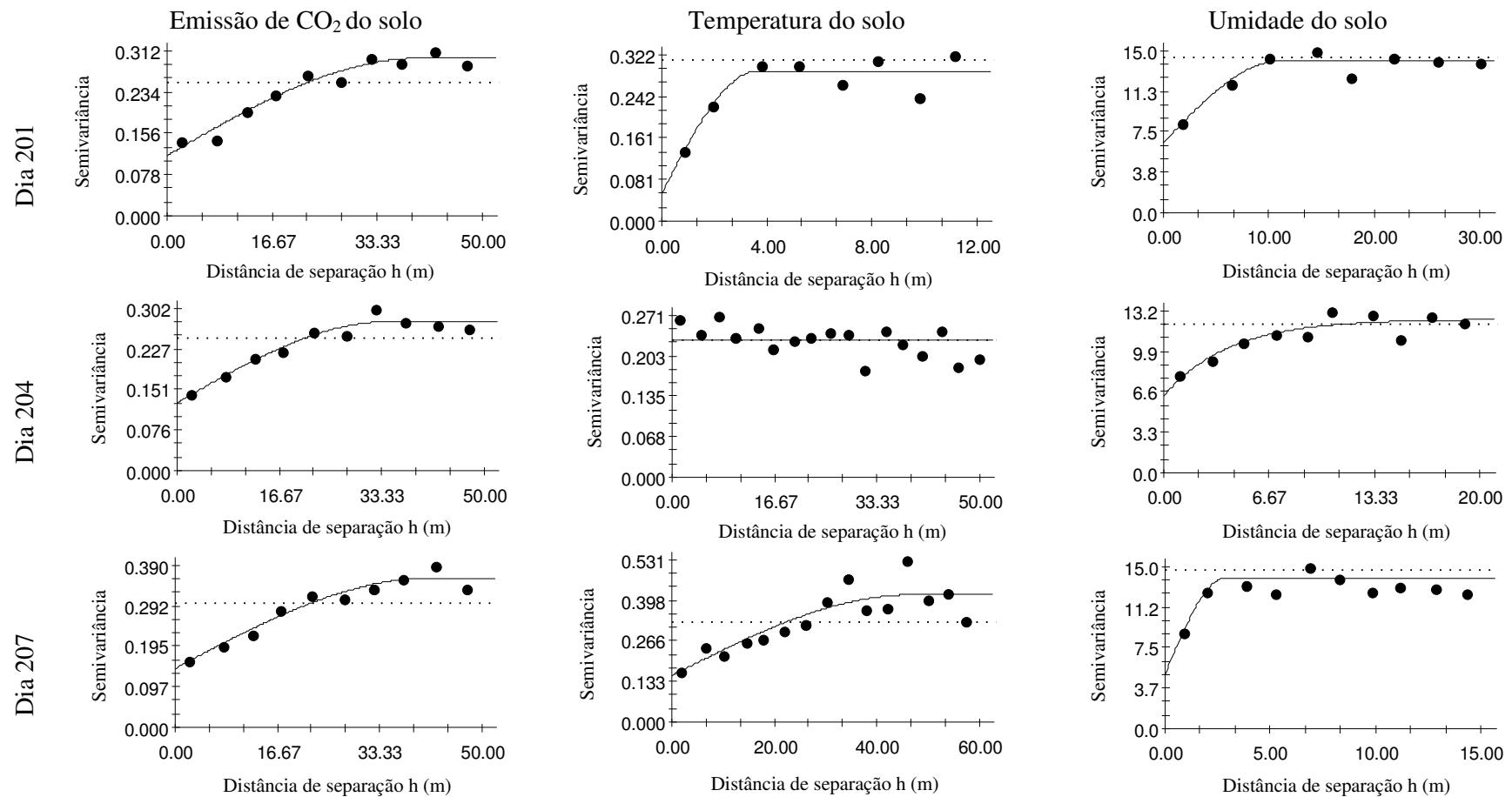


Figura 13. Semivariogramas da emissão de CO₂, temperatura e umidade do solo nos dias 201, 204 e 207 do experimento de 2010.

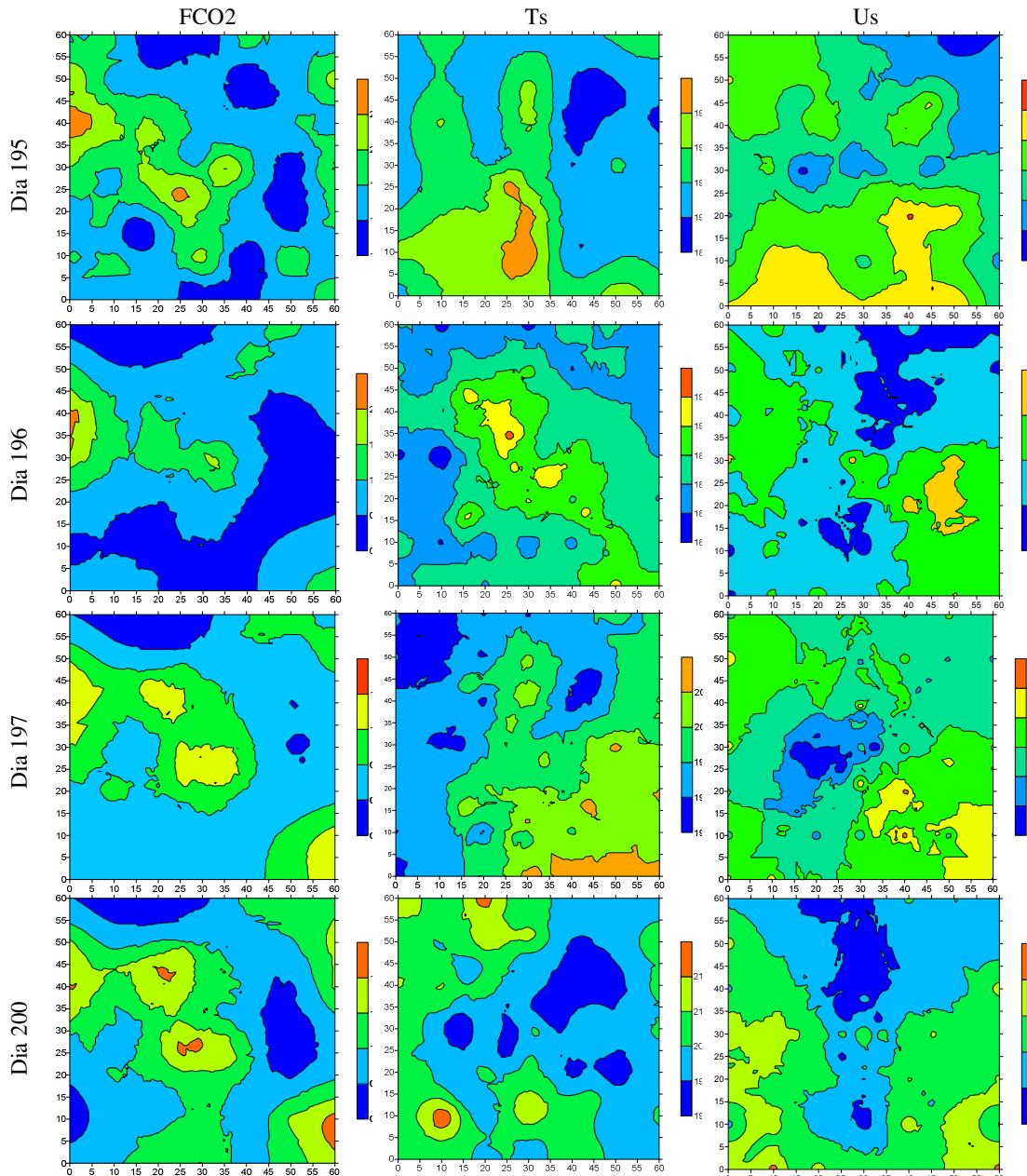


Figura 14. Mapas do padrão espacial da emissão de CO₂ ($\mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$), temperatura ($^{\circ}\text{C}$) e umidade do solo (% volume) nos dias 195, 196, 197 e 200 do experimento de 2010.

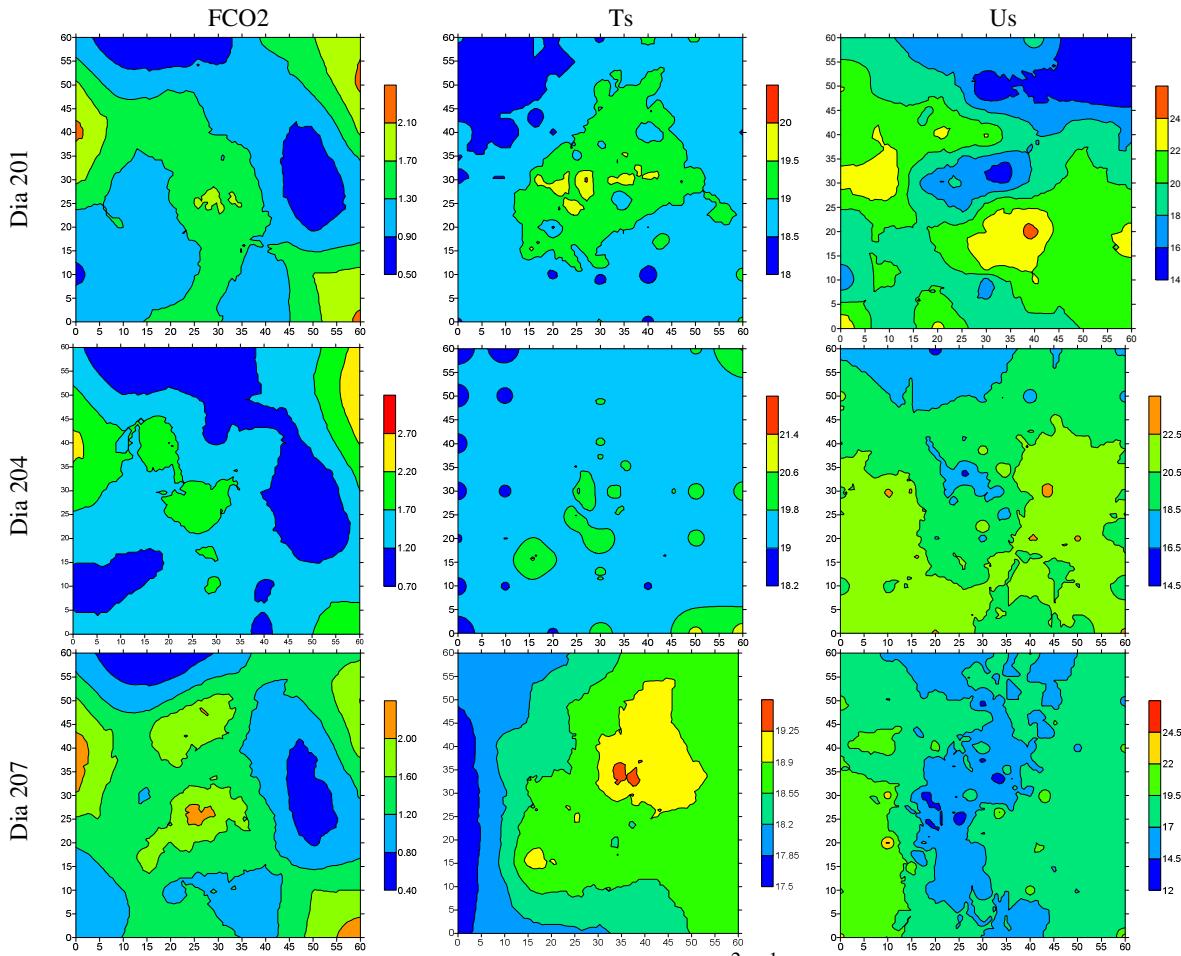


Figura 15. Mapas do padrão espacial da emissão de CO₂ ($\mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$), temperatura (°C) e umidade do solo (% volume) nos dias 201, 204 e 207 do experimento de 2010.

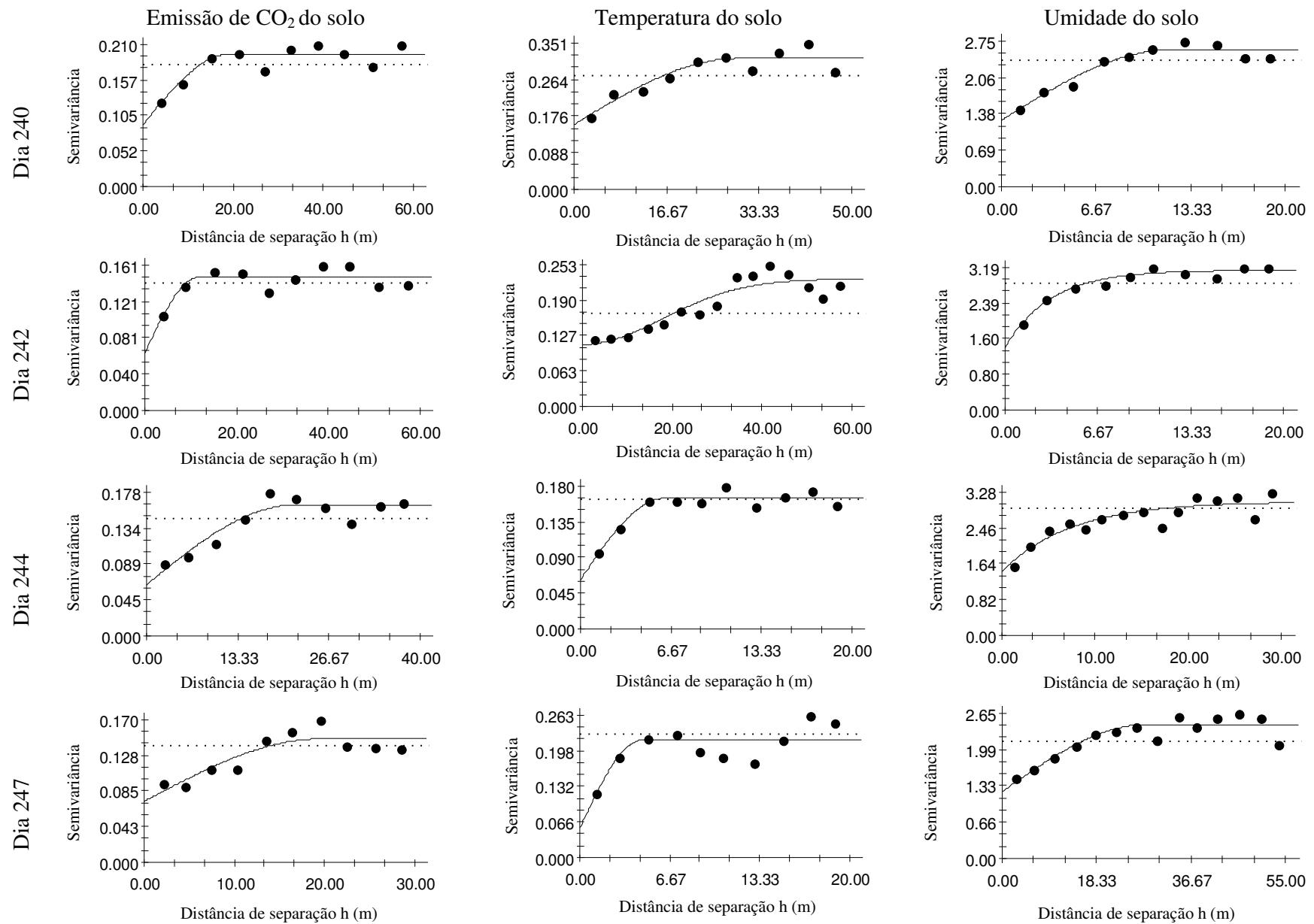


Figura 16. Semivariogramas da emissão de CO₂, temperatura e umidade do solo nos dias 240, 242, 244 e 247 do experimento de 2012.

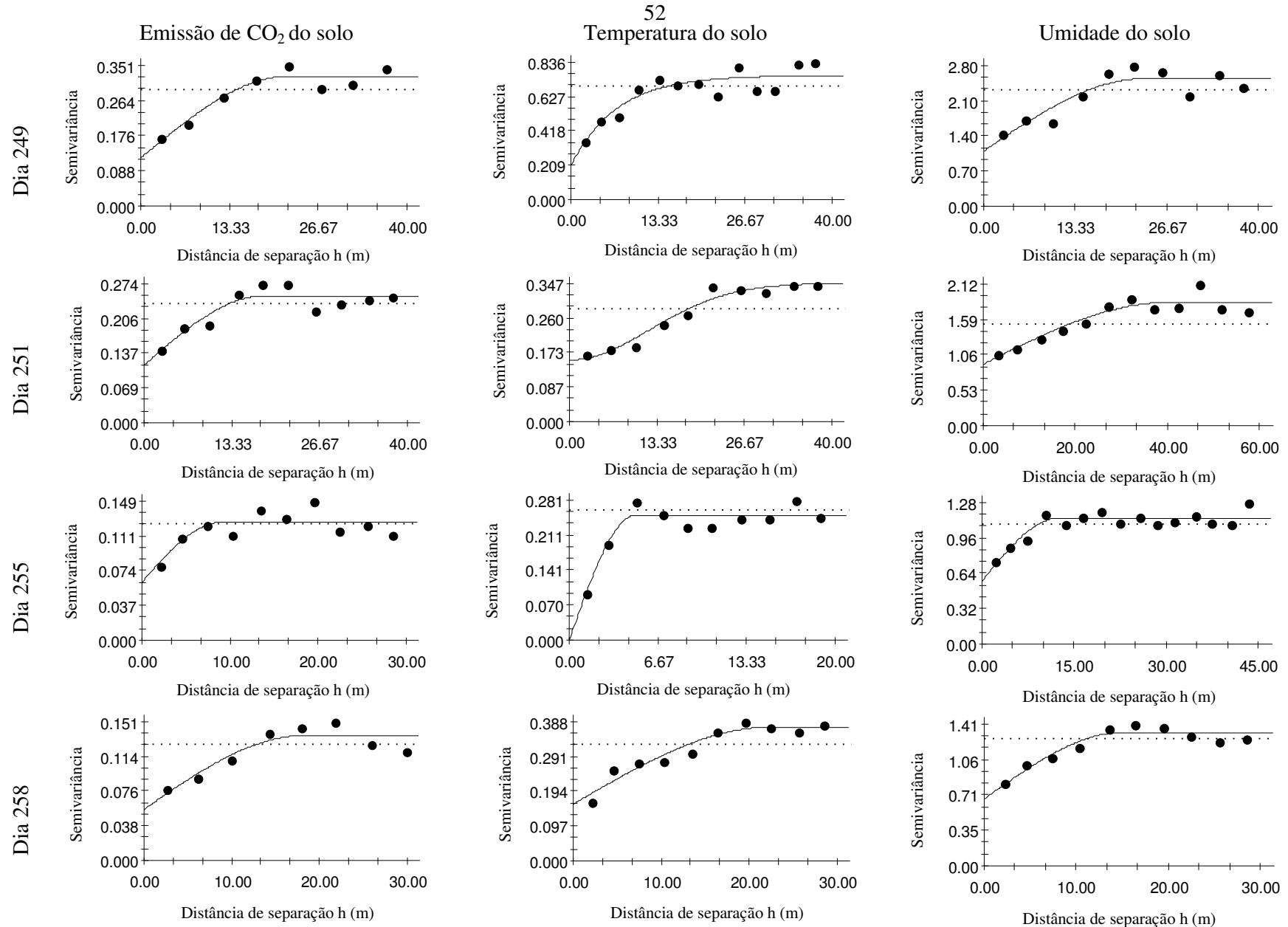


Figura 17. Semivariogramas da emissão de CO₂, temperatura e umidade do solo nos dias 249, 251, 255 e 258 do experimento de 2012.

Fim da Parte I, a

Parte II do relatório

encontra-se no item

Outros documentos

do sistema SAGe.