

Variabilidade espacial da emissão de CO₂ e atributos do solo no Cerrado da região do Mato Grosso do Sul

Autora: Deise Cristina Santos Nogueira

Tesis doctoral UDC / Año 2023

Directores: Eva Vidal Vázquez

Alan Rodrigo Panosso

Programa Oficial de Doctorado en Investigación Agraria y Forestal



UNIVERSIDADE DA CORUÑA



UNIVERSIDADE DA CORUÑA

Programa Oficial de Doctorado en Investigación Agraria y Forestal

Tesis Doctoral

Variabilidade espacial da emissão de CO₂ e
atributos do solo no Cerrado da região
do Mato Grosso do Sul

Deise Cristina Santos Nogueira

Diciembre 2023

DEDICATÓRIA

Aos meu pais Wilson Leite Nogueira e Rosa Helena dos Santos Nogueira.

Ao meu amado companheiro Marcus Vinícius Nakazone.

AGRADECIMENTOS

A Deus pelo dom da vida.

Ao professor Antonio Paz González por me acolher durante o período do doutorado em Corunã e por todos os ensinamentos até aqui transmitidos.

A professora Eva Vidal Vázquez pela orientação da tese e pela disponibilidade em ajudar sempre.

Ao professor Alan Rodrigo Panosso pela orientação e por todos os ensinamentos transmitidos.

Ao Diego Silva pela ajuda na condução dos trabalhos no campo.

A Fundação de Amparo a Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP) processo nº 2019/ pelo financiamento da pesquisa que originou a presente tese.

Aos membros da Banca de avaliação, Professor Doutor Antonio Paz González, Doutora Mara Regina Moitinho e Professora Doutora Angelica Rabelo, obrigada pelas considerações que irão enriquecer a presente tese.

Aos meus pais Wilson e Rosa por nunca medirem esforços para a realização dos meus sonhos.

Ao meu amado companheiro Markus Vinicius Nakazone, por sempre acreditar em mim e me incentivar a ser uma pessoa melhor.

RESUMO

A emissão de CO₂ no solo (FCO₂) é o resultado da interação entre os atributos físicos, químicos e biológicos do solo e tais interações por vezes torna o entendimento FCO₂ complexo pois carregam em si os aspectos inerentes às correlações espaciais em diferentes escalas. Nesse sentido adotou-se a análise multifractal para a melhor compreensão dos padrões de variabilidade espacial entre FCO₂ e demais atributos do solo. Os valores da emissão total de CO₂ (ET), temperatura (Ts) e umidade do solo (Us) foram coletados por oito semanas em transectos contendo 128 pontos em áreas de pastagem degradada (PDr) e sistema silvipastoril (SSP) no Cerrado brasileiro. As variáveis analisadas foram: susceptibilidade magnética (SM), densidade do solo (Ds), macroporosidade (macro), microporosidade (micro), porosidade livre de água (PLA), estoque de carbono (EC), grau de humificação da matéria orgânica (H_{LIFS}), teor de argila do solo (argila) e a estabilidade do carbono no solo (fator k). A análise multifractal conjunta foi adotada para o estudo das possíveis relações entre a ET e os atributos do solo em diferentes escalas. As maiores taxas de emissão foram observadas no SSP (2,91 Mg C-CO₂ ha⁻¹) assim como maior EC (40,11 Mg ha⁻¹), teor de argila (623,69 g kg⁻¹) e SM (54,95 10⁻⁸ m³ kg⁻¹) quando comparada a PDr, cujos valores foram, respectivamente, 2,17 Mg C-CO₂ ha⁻¹, 18,80 Mg ha⁻¹, 121,92 g kg⁻¹ e 0,02 10⁻⁸ m³ kg⁻¹). No entanto a Ts (23,80°C), fator k (0,11 dia⁻¹) e H_{LIFS} (3949,17 ua) foram maiores na PDr quando comparada aos valores do SSP (Ts=19,05°C; fator k=0,07 dia⁻¹; H_{LIFS}=1166,23 ua). Os atributos Ds (1,59 g dm⁻³) e macro (0,18 m³ m⁻³) foram maiores na PDr, enquanto que no SSP a micro (0,43 m³ m⁻³) e PLA (16,76%) foram maiores em relação a PDr (0,17 m³ m⁻³ e 11,51%). O espectro da dimensão generalizada demonstrou que tanto no SSP quanto na PDr as variáveis de estudo apresentaram multifractalidade baixa. Por outro lado, o espectro de singularidade demonstrou que a variabilidade dos atributos do solo está concentrada nos menores valores destes visto que nas áreas de estudo a rama do respectivo espectro foi mais longa para a direita. Os resultados da análise multifractal conjunta demonstraram que tanto na PDr quanto no SSP as correlações entre a ET e os atributos do solo foram significativas (p<0,01). A análise multifractal demonstrou que a variabilidade da ET e dos atributos do solo são representados pelos menores valores destes com

exceção para a macroporosidade no SSP e que, para o presente estudo, o comportamento da ET e dos atributos do solo apresentam multifractalidade baixa. A relação entre a emissão de CO₂ e os atributos do solo responsáveis pela sua produção e transporte tanto na PDr quanto no SSP ocorrem em diferentes escalas.

Palavras- chave: respiração do solo, fractalidade, correlação entre escalas.

RESUMEN

La emisión de CO₂ en el suelo (FCO₂) es el resultado de la interacción entre las propiedades físicas, químicas y biológicas del mismo y tales interacciones, en ocasiones, dificultan la comprensión de la FCO₂, ya que conllevan aspectos inherentes a las correlaciones espaciales a diferentes escalas. En este trabajo se utilizó el análisis multifractal para comprender mejor los patrones de variabilidad espacial entre la FCO₂ y otros atributos del suelo. Los valores de emisión total de CO₂ (ET), temperatura (Ts) y humedad del suelo (Us) fueron medidos durante ocho semanas en transectos que contienen 128 puntos en áreas de pasto degradado (PDr) y sistema silvopastoril (SSP) en el Cerrado brasileño. Las variables analizadas fueron: susceptibilidad magnética (SM), densidad del suelo (Ds), macroporosidad (macro), microporosidad (micro), porosidad libre de agua (PLA), stock de carbono (CE), grado de humificación de la materia orgánica (HLIFS), contenido de arcilla del suelo (arcilla) y estabilidad del carbono del suelo (factor k). Se llevó a cabo un análisis multifractal conjunto para estudiar las posibles relaciones entre la ET y las propiedades del suelo a diferentes escalas. Las mayores tasas de emisión se observaron en SSP (2,91 Mg C-CO₂ ha⁻¹), así como los mayores contenidos de CE (40,11 Mg ha⁻¹), contenido de arcilla (623,69 g kg⁻¹) y SM (54,95 10⁻⁸ m³ kg⁻¹) al compararlo con PDr, cuyos valores fueron, respectivamente, 2,17 Mg C-CO₂ ha⁻¹, 18,80 Mg ha⁻¹, 121,92 g kg⁻¹ y 0,02 10⁻⁸ m³ kg⁻¹). Sin embargo, Ts (23,80°C), factor k (0,11 día⁻¹) y HLIFS (3949,17 ua) fueron mayores en PDr en comparación con los valores de SSP (Ts=19,05°C; factor k= 0,07 día⁻¹; HLIFS= 1166,23 ua). Por otra parte, Ds (1,59 g dm⁻³) y macro (0,18 m³ m⁻³) fueron mayores en PDr, mientras que en SSP tanto micro (0,43 m³ m⁻³) como PLA (16,76%) fueron mayores en relación a PDr (0,17 m³ m⁻³ y 11,51%). El espectro de dimensión generalizada demostró que tanto en SSP como en PDr las variables estudiadas mostraron una baja multifractalidad. Por otra parte, el espectro de singularidad mostró que la mayor variabilidad de los atributos del suelo se concentra en los valores más bajos de éstos ya que, para los respectivos espectros, las ramas situadas hacia la derecha eran más alargadas. Los resultados del análisis multifractal conjunto evidenciaron que tanto en PDr como en SSP la correlación entre la ET y las propiedades del suelo fue significativa (p<0,01). Asimismo, el análisis multifractal

reveló que la variabilidad de la ET y las propiedades del suelo está representada por sus valores más bajos, con excepción de la macroporosidad en el SSP. Además, en el presente estudio, el comportamiento de la ET y los atributos del suelo presentó una baja multifractalidad. La relación entre las emisiones de CO₂ y las propiedades del suelo responsables de su producción y transporte tanto en PDr como en SSP ocurren a diferentes escalas.

Palabras clave: respiración del suelo, fractalidad, correlación entre escalas.

RESUMO

A emisión de CO₂ no solo (FCO₂) é o resultado da interacción entre as súas propiedades físicas, químicas e biolóxicas e tales interaccións ás veces dificultan a comprensión da FCO₂, xa que implica aspectos inherentes ás correlacións espaciais a diferentes escalas. Neste traballo, utilizouse a análise multifractal para comprender mellor os patróns de variabilidade espacial entre a FCO₂ e outros atributos do solo. Os valores de emisión total de CO₂ (ET), temperatura (Ts) e humidade do solo (Us) foron medidos durante oito semanas en transectos que conteñen 128 puntos en áreas de pastos degradados (PDr) e sistema silvopastoril (SSP) no Cerrado brasileiro. As variables analizadas foron: susceptibilidade magnética (SM), densidade do solo (Ds), macroporosidade (macro), microporosidade (micro), porosidade libre de auga (PLA), stock de carbono (CE), grao de humificación da materia orgánica (HLIFS), contido de arxila do solo (arxila) e estabilidade de carbono do solo (factor k). Realizouse unha análise multifractal conxunta para estudar as posibles relacións entre ET e as propiedades do solo a diferentes escalas. As taxas de emisión máis altas observáronse en SSP (2,91 Mg C-CO₂ ha⁻¹), así como os contidos máis altos de CE (40,11 Mg ha⁻¹), contido de arxila (623,69 g kg⁻¹) e SM (54,95 10⁻⁸ m³ kg⁻¹) en comparación co PDr, cuxos valores foron, respectivamente, 2,17 Mg C-CO₂ ha⁻¹, 18,80 Mg ha⁻¹, 121,92 g kg⁻¹ e 0,02 10⁻⁸ m³ kg⁻¹). Non obstante, Ts (23,80°C), factor k (0,11 día⁻¹) e HLIFS (3949,17 au) foron maiores en PDr en comparación cos valores de SSP (Ts = 19,05°C; factor k = 0,07 día⁻¹; HLIFS = 1166,23). ua). Pola súa banda, Ds (1,59 g dm⁻³) e macro (0,18 m³ m⁻³) foron maiores en PDr, mentres que en SSP tanto micro (0,43 m³ m⁻³) como PLA (16,76%) foron maiores en relación co PDr (0,17 m³ m⁻³ e 11,51%). O espectro de dimensións xeneralizadas mostrou que tanto en SSP como en PDr as variables estudadas mostraban unha baixa multifractalidade. Por outra banda, o espectro de singularidade amosou que a maior variabilidade dos atributos do solo se concentra nos valores máis baixos destes xa que, para os respectivos espectros, as ramas situadas á dereita eran máis alongadas. Os resultados da análise multifractal conxunta sinalan que tanto en PDr como en SSP a correlación entre a ET e as propiedades do solo foi significativa (p<0,01). Así mesmo, a análise multifractal revelou que a variabilidade das propiedades do ET

e do solo está representada polos seus valores máis baixos, con excepción da macroporosidade no SSP. Ademais, no presente estudo, o comportamento do ET e os atributos do solo presentaron unha baixa multifractalidade. A relación entre as emisións de CO₂ e as propiedades do solo responsables da súa produción e transporte tanto no PDr como no SSP ocorre a diferentes escalas.

Palabras clave: respiración do solo, fractalidade, correlación entre escalas.

ABSTRACT

Soil CO₂ emission (FCO₂) is the result of the interaction between the physical, chemical and biological attributes of the soil and such interactions sometimes make the FCO₂ understanding complex because they carry the aspects inherent to spatial correlations at different scales. In this sense, multifractal analysis was adopted to better understand the patterns of spatial variability between FCO₂ and other soil attributes. The values of total CO₂ emission (ET), temperature (Ts) and soil moisture (Us) were collected for eight weeks in transects containing 128 points in degraded pasture areas (PDr) and silvopastoral system (SSP) in the Brazilian Cerrado. The variables analyzed were: magnetic susceptibility (SM), soil Bulk density (Bd), macroporosity (macro), microporosity (micro), water-free porosity (WFP), carbon stock (Cs), humification of the organic matter index (H_{LIFS}), soil clay content (clay) and carbon stability in the soil (factor k). The joint multifractal analysis was adopted to study the possible relationships between ET and soil attributes at different scales. The highest emission rates were observed in the SSP (2.91 Mg C-CO₂ ha⁻¹), as well as the highest EC (40.11 Mg ha⁻¹), clay content (623.69 g kg⁻¹) and SM (54.95 10⁻⁸ m³ kg⁻¹) when compared to PDr, whose values were, respectively, 2.17 Mg C-CO₂ ha⁻¹, 18.80 Mg ha⁻¹, 121.92 g kg⁻¹ and 0.02 10⁻⁸ m³ kg⁻¹). However, Ts (23.80°C), factor k (0.11 day⁻¹) and H_{LIFS} (3949.17 ua) were higher in PDr when compared to SSP values (Ts = 19.05°C; factor k = 0.07 day⁻¹; H_{LIFS} = 1166.23 water). The attributes D_s (1.59 g dm⁻³) and macro (0.18 m³ m⁻³) were higher in the PDr, while in the SSP the micro (0.43 m³ m⁻³) and PLA (16.76%) were higher in relation to PDr (0.17 m³ m⁻³ and 11.51%). The spectrum of the generalized dimension showed that both in the SSP and in the PDr the study variables presented low multifractality. On the other hand, the singularity spectrum demonstrated that the variability of soil attributes is concentrated in the lowest values of these, since in the study areas the branch of the respective spectrum was longer to the right. The results of the joint multifractal analysis showed that both in the PDr and in the SSP the correlations between ET and soil attributes were significant (p < 0.01). The multifractal analysis showed that the variability of ET and soil attributes are represented by the lowest values of these except for the macroporosity in the SSP and that for the present study the behavior of ET and soil attributes show low multifractality.

The relationship between soil CO₂ emission and the attributes of the soil responsible for its production and transport in both the PDr and the SSP occur at different scales.

Key words: soil respiration, fractality, correlation between scales.

RESUMEN EXTENSO

INTRODUCCIÓN

La emisión de CO₂ a partir del suelo (FCO₂) viene determinada por la interacción entre diversos atributos físicos, químicos y biológicos; dichas interacciones, a veces, hacen que la descripción y comprensión de la magnitud de FCO₂ resulte compleja. Dicho de otro modo, la magnitud de las emisiones presenta aspectos que pueden ser inherentes a la presencia de correlaciones espaciales a diferentes escalas. La adopción de prácticas agrícolas más sostenibles y el conocimiento de las características inherentes del suelo, como su material de partida, textura y mineralogía, se convierte en un gran aliado para lograr la reducción de las emisiones de CO₂ en los sistemas agrícolas, ya que el suelo tiene un potencial estimado para almacenar 1500 Pg de Carbono hasta un metro de profundidad. A pesar de tener un gran potencial de secuestro de carbono, las pérdidas del mismo vía FCO₂ han sido descritas por varios autores como un proceso complejo, dado que resulta de la interacción de varios factores, que pueden actuar con diferentes intensidades.

La variabilidad espacial de las propiedades del suelo es un reflejo de la intensidad e interacción entre los factores que intervienen en su formación, dando lugar así a una gran diversidad de comportamiento en una misma zona. Además, la interacción entre los factores de formación del suelo y los procesos que tienen lugar en el mismo pueden operar a diferentes escalas, por lo que la variabilidad espacial de los atributos del suelo puede estar ampliamente extendida. En las Ciencias del Suelo se han adoptado algunas técnicas geoestadísticas para describir la variabilidad espacial resultante de la complejidad de los suelos; más recientemente se ha aplicado también la teoría fractal.

En Edafología la aplicación de la teoría fractal se ha abordado utilizando dos aproximaciones. La aproximación monofractal describe la variabilidad espacial del suelo únicamente mediante un solo coeficiente de escala. Sin embargo, la complejidad de la variabilidad espacial observada en los suelos con

frecuencia no puede ser representada únicamente por un coeficiente de escala único, en cuyo caso es necesario adoptar técnicas que capten la variabilidad a varias escalas, mediante la aproximación multifractal. A pesar de las ventajas conceptuales y de una mayor flexibilidad en el análisis, el concepto de multifractal ha sido aplicado con menor frecuencia que la aproximación geoestadística para describir la variabilidad espacial de las propiedades de los suelos. Posiblemente, la complejidad de los parámetros multifractales constituya un impedimento para la interpretación de los resultados; sin embargo, los modelos estadísticos y geoestadísticos con frecuencia no son suficientes para describir la distribución espacial de las propiedades del suelo.

La primera aplicación de la teoría fractal al sistema suelo fue para describir series espaciales. Posteriormente, la teoría fractal comenzó a ser usada en el estudio de diversas propiedades físicas del suelo, como distribución de tamaño de poro y de partícula, propiedades hídricas, etc., así como en la variabilidad espacial de las mismas. Con ello se fue poniendo en evidencia que los modelos fractales aplicados a las propiedades del sistema suelo son válidos dentro de límites bien definidos. Esta situación, también observada en otros campos científicos, llevó a definir los llamados “fractales estadísticos” en contraposición a los “fractales matemáticos”. Los primeros son estadísticamente válidos en un rango de escalas, mientras que los “fractales matemáticos” son exactos y válidos en todas las escalas de definición.

El análisis multifractal describe la variabilidad y heterogeneidad de los atributos del suelo dentro de una amplia gama de escalas espaciales. Dicha metodología se basa en la estimación de las propiedades de escala de un conjunto de datos y permite obtener un espectro multifractal y un espectro de dimensiones generalizadas. Por tanto, el elemento conceptual central en el análisis multifractal es la relación entre el estudio de la invarianza a la escala y el análisis de la regularidad local de una función. El análisis multifractal se usa para caracterizar sistemas dinámicos, procesos o construcciones geométricas, asignándoles una función llamada espectro multifractal o espectro de singularidad. A título de ejemplo, se ha adoptado la teoría multifractal para describir y modelizar los patrones de variabilidad espacial de propiedades como la densidad del suelo, la capacidad de campo, la conductividad hidráulica, la

rugosidad del suelo, la resistencia del suelo a la penetración, los índices topográficos y la productividad de los cultivos, así como la variabilidad de los atributos químicos.

Si bien algunos estudios previos muestran que las emisiones de CO₂ dependen de la escala, todavía son muy escasos los datos disponibles que hayan permitido evaluar la variabilidad de las emisiones de CO₂ mediante análisis multifractal. En base a las anteriores consideraciones, se formuló la hipótesis de que las emisiones de CO₂, al haber sido descritas como un proceso complejo, pueden mostrar comportamiento multiescalar. Esta hipótesis trata de explicar la complejidad e interacción de los diversos procesos que ocurren en el suelo e influyen en el comportamiento del FCO₂. Además, se utilizó el análisis multifractal para comprender mejor los patrones de variabilidad espacial conjunta entre la FCO₂ y otros atributos del suelo. Los objetivos de este estudio fueron, por lo tanto, 1) evaluar la estructura de la variabilidad espacial de las emisiones de CO₂ en áreas del cerrado brasileño utilizando el análisis multifractal y 2) evaluar las correlaciones a múltiples escalas entre las emisiones de CO₂ y los atributos del suelo utilizando el análisis multifractal conjunto.

MATERIAL Y MÉTODOS

Descripción de las áreas de estudio

El estudio se llevó a cabo en parcelas pertenecientes a la Facultad de Ingeniería de la Universidade Estadual Paulista (UNESP), Campus Ilha Solteira, localizada en el municipio de Selvíria, MS, Brasil. Se usaron dos áreas experimentales, pastizal y sistema silvopastoril. El suelo del pastizal fue clasificado como Latossolo Vermelho Amarelo Distrófico y el material geológico de partida consistía en arenisca de la Formación Santo Anastácio. El suelo del sistema silvopastoril se clasificó como Latossolo Vermelho Distrófico y el material geológico de partida consistía en basalto de la Formación Serra Geral.

En las dos áreas experimentales se trazaron transectos de 128 metros de longitud, en los que se seleccionaron 128 puntos para la toma de muestras de suelo; dichas muestras se analizaron en el laboratorio. Además, en dichos

puntos se llevaron a cabo determinaciones de emisiones de CO₂, temperatura y humedad del suelo.

Determinación de las emisiones de CO₂, la temperatura y la humedad del suelo

Las emisiones de CO₂ (FCO₂) se midieron una vez por semana entre mayo y julio de 2018, totalizando ocho semanas de lecturas. Dichas medidas se llevaron a cabo utilizando el equipo LI-COR (LI-8100), Nebraska - USA.

La temperatura del suelo se registró utilizando un termómetro de bulbo insertado en el suelo y la humedad del suelo se determinó utilizando un dispositivo TDR (Reflectometría de Dominio Temporal) tipo Hydrosense2 que permite evaluar la humedad disponible (en % volumen) a una profundidad comprendida entre 0,00-0,12 m.

Determinación de los atributos químicos y físicos del suelo

Para llevar a cabo los análisis químicos y físicos, se recogieron muestras deformadas y no deformadas entre 0,00 y 0,10 m. Las muestras alteradas se utilizaron para determinar la textura y el contenido en materia orgánica; también se obtuvo el contenido de carbono orgánico del suelo, dividiendo el contenido total de materia orgánica por 1,724.

A partir de las muestras no deformadas, se determinó la densidad del suelo, la macroporosidad, la microporosidad y la porosidad total del suelo. La porosidad libre de agua se calculó como la diferencia entre la porosidad total y la humedad del suelo. También se determinó la reserva de carbono del suelo en la capa de 0,00 - 0,10 m y la constante de descomposición del carbono (factor k).

Determinación de la susceptibilidad magnética del suelo

La susceptibilidad magnética (MS) se determinó utilizando 10 gramos de tierra fina (< 2 mm) seca al aire, usando el aparato Bartington MS2 acoplado al sensor Bartington MS2B. La evaluación se realizó a baja y alta frecuencia (0,47 KHz y 4,7 kHz, respectivamente).

Grado de humificación de la materia orgánica del suelo (HLIFS)

El grado de humificación de la materia orgánica del suelo (HLIFS) se determinó mediante análisis de fluorescencia inducida por láser (LIFS).

Análisis estadístico

Los datos obtenidos se analizaron inicialmente mediante estadística descriptiva, usando los siguientes parámetros: media, error estándar de la media, mínimo, máximo, coeficiente de variación, coeficiente de curtosis y coeficiente de asimetría. Se utilizó la prueba de Student al 5% para comprobar la hipótesis de valores medios significativamente diferentes. Se realizó el análisis de correlación de Pearson al 5% de probabilidad ($p < 0,01$) para determinar la relación entre las variables estudiadas. Los análisis estadísticos de las áreas se procesaron en el programa R.

Análisis multifractal

Se utilizó el análisis multifractal para caracterizar las propiedades de escalamiento de las variables del suelo medidas a lo largo del transecto experimental.

Para el análisis multifractal se emplea el denominado método de los momentos. De acuerdo con el mismo, en primer lugar, se calcula una función de partición, $\chi(q, \delta)$, y a partir de la misma se pueden obtener tres funciones multifractales denominadas función exponente de masa, $\tau(q)$, espectro multifractal, $f(\alpha)$ versus α , y dimensión generalizada, D_q .

La función de partición puede ser determinada para sucesivos momentos q , que varían de $-\infty$ a $+\infty$, mediante la expresión:

$$\chi(q, \delta) = \sum_{i=1}^{n(\delta)} p_i^q \quad (1)$$

Por otro lado, cuando se representa en coordenadas doble logarítmicas el término $\chi(q, \delta)$ versus δ para diferentes valores de q se obtiene:

$$\chi(q, \delta) \propto \delta^{-\tau(q)} \quad (2)$$

En donde $\tau(q)$ es una función no lineal de q conocida como la función exponente de masa.

La dimensión fractal local $\alpha(q)$ puede obtenerse a partir de la transformada de Legendre de la curva $\tau(q)$. Además, también se puede estimar el parámetro $f(\alpha)$ que representa el número de celdas de dimensiones δ en las que existe el mismo valor de α :

$$\alpha(q) = \frac{d\tau(q)}{dq} \quad (3a) \quad f(\alpha) = q\alpha(q) - \tau(q) \quad (3)$$

El gráfico de $f(\alpha)$ frente a α , se denomina espectro multifractal y es una parábola invertida. Dicho espectro es un solo punto en el caso de un modelo monofractal y para distribuciones multifractales presenta un intervalo de valores de α más amplio conforme aumenta la heterogeneidad de la distribución.

Las medidas multifractales también pueden ser caracterizadas por su espectro de dimensiones generalizadas. En la práctica se pueden obtener modelos multifractales con un número pequeño de parámetros como las dimensiones generalizadas, también denominadas dimensiones de Rényi mediante la siguiente expresión:

$$D_q = \lim_{\delta \rightarrow 0} \frac{1}{q-1} \frac{\log[\chi(q, \delta)]}{\log \delta} \quad (4)$$

Para una distribución monofractal D_q es una constante cuando se representa en función de q , de modo que la evaluación de sucesivos momentos no proporciona información adicional. Sin embargo, para medidas multifractales, la relación entre D_q y q no es constante y típicamente presenta un aspecto similar al de una doble sigmoide con un punto de inflexión para $q = 0$. Las dimensiones generalizadas que se emplean más frecuentemente corresponden a la parte central del espectro y son D_0 obtenida para $q = 0$, D_1 para $q = 1$ y D_2 para $q = 2$, que se denominan respectivamente dimensión de capacidad, de información (o entropía de Shannon) y de correlación.

Análisis multifractal conjunto

El análisis multifractal conjunto refleja la heterogeneidad o multifractalidad entre dos atributos muestreados en los mismos puntos a lo largo de un transecto o soporte espacial. El espectro multifractal conjunto resulta de trazar la dimensión conjunta $f(\alpha, \beta)$ frente a los índices de singularidad $\alpha(q, t)$ y $\beta(q, t)$. Este gráfico describe los distintos niveles de intensidad de una variable en relación con otros distintos niveles de intensidad de otra variable.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Las mayores tasas de emisión se observaron en el sistema silvopastoril SSP (2,91 Mg C-CO₂ ha⁻¹), así como una mayor CE (40,11 Mg ha⁻¹), contenido de arcilla (623,69 g kg⁻¹) y SM (54,95 10⁻⁸ m³ kg⁻¹), en comparación con el pastizal degradado (PDr), cuyos valores fueron, respectivamente, 2,17 Mg C-CO₂ ha⁻¹, 18,80 Mg ha⁻¹ 121,92 g kg⁻¹ y 0,02 10⁻⁸ m³ kg⁻¹). Sin embargo, Ts (23,80 °C), factor k (0,11 día⁻¹) y HLIFS (3949,17 ua) fueron superiores en la PDr en comparación con los valores de la SSP (Ts=19,05 °C; factor k=0,07 día⁻¹; HLIFS=1166,23 ua). Los atributos Ds (1,59 g dm⁻³) y macro (0,18 m³ m⁻³) fueron mayores en el PDr mientras que en el SSP micro (0,43 m³ m⁻³) y PLA (16,76%) fueron mayores que en el PDr (0,17 m³ m⁻³ y 11,51%).

El coeficiente de variación (CV) es un buen indicador de la variabilidad que presenta un atributo del suelo. El criterio usado en este estudio ha sido considerar que valores de CV de hasta 12% suponen baja variabilidad, mientras que se observa variabilidad media cuando los valores de CV están entre 12 y 24% y variabilidad alta con CV superiores al 24%. En el pastizal degradado se observaron los siguientes valores de CV en orden decreciente: SM (29,08%), microporos (11,5%), HLIFS (7,76%), ET (6,59%), macroporos (4,5%), contenido de arcilla (3,2%), factor k (2,97%), CE (2,45%), Ds (0,85%), PLA (0,82%), Us (0,77%) y Ts (0,35%). En el tratamiento SSP, se pudo observar que los CV presentaban el siguiente orden descendente: macroporos (14,51%), HLIFS (10,61%), factor k (9,2%), ET (7,58%), EC (5,23%), PLA (2,9%), Ds (2,74%), Us (2,68%), microporos (2,39%), Ts (2,22%), SM (1,43%) y contenido de arcilla (1,42%). En consecuencia, bajo PDr, la mayor variabilidad se observó para SM.

Este resultado corrobora lo encontrado previamente por otros autores, quienes observaron alta variabilidad espacial en SM en suelos desarrollados sobre arenisca, similar a la de este estudio, en el área de PDr.

Tanto las variables del pastizal degradado (PDr) como las del sistema silvopastoril (SSP) muestran un comportamiento multifractal, dado que se observa la siguiente relación: $D_0 > D_1 > D_2$. Sin embargo, la multifractalidad o heterogeneidad de escala es muy débil, tendiendo hacia una estructura casi monofractal o quasimonofractal; esto se pone de manifiesto porque para algunas variables las diferencias entre los valores sólo se observan en la tercera casilla de aproximación. El espectro de la dimensión generalizada mostró que tanto en el SSP como en el PDr las variables de estudio tenían una multifractalidad baja. Por otro lado, el espectro de singularidad mostró que la variabilidad de los atributos del suelo se concentra en los valores más pequeños, ya que en las zonas de estudio la rama de los espectros de singularidad y de dimensiones generalizadas era más larga hacia la derecha.

La diferencia entre las dimensiones de capacidad y de correlación ($D_0 - D_2$) se utiliza habitualmente como índice de multifractalidad. Cuando el valor de la diferencia entre D_0 y D_2 es inferior a 0,01, se considera que la variabilidad espacial del atributo en estudio tiene un comportamiento multifractal débil. En este contexto, en el tratamiento PDr se observó que las variables mostraron una reducción en los valores $D_0 - D_2$ que mostraba el siguiente orden: SM (0,0062), microporos (0,0036), HLIFS (0,0026), ET(0,0018), macroporos (0,0014), factor k y contenido de arcilla (0,0009), Us, Ds y EC(0,0009), PLA y Ts (0,0008). En el tratamiento SSP se observó el siguiente orden para los valores $D_0 - D_2$ de los atributos del suelo: macroporos (0,0064), HLIFS (0,0036), factor k (0,0030), ET (0,0023), EC (0,0014), Ds (0,0011) ,Ts, Us, microporos ,PLA (0,0010), SM y contenido de arcilla (0,0009). Los resultados obtenidos para $D_0 - D_2$ corroboran lo observado para D_1 , indicando así que las áreas de estudio muestran una baja heterogeneidad de escala. Esto se puede atribuir a la ausencia de laboreo del suelo, ya que después de la implantación del sistema silvopastoril, después de más de 32 años, no hubo alteración del suelo en esta área, al igual que en el pastizal degradado, donde la ausencia de preparación del suelo se prolongó durante 29 años.

La diferencia en la heterogeneidad de SM observada entre el PDr y el SSP puede deberse al material de origen del suelo en el SSP y al mayor contenido de arcilla observado también en esta zona. Los suelos originados a partir de basalto, como el SSP, presentan altos valores de SM y esto suele estar relacionado con la presencia del mineral magnetita, altamente resistente a la meteorización por proceder del material de partida, reflejando así un comportamiento menos heterogéneo del SM, como el observado en este estudio para el sistema silvopastoril.

Los resultados del análisis multifractal conjunto mostraron que tanto en el tratamiento PDr como en el SSP las correlaciones entre la ET y las propiedades del suelo eran significativas ($p < 0,01$). El análisis multifractal mostró que la variabilidad de la ET y los atributos del suelo estaba representada por los valores más bajos, con la excepción de los valores de macroporosidad en SSP, donde, para este estudio, el comportamiento de la ET y los atributos del suelo mostró una baja multifractalidad. La correlación entre las emisiones de CO₂ y los atributos del suelo responsables de su producción y transporte, tanto en el PDr como en el SSP, se observó a sucesivas escalas en el transecto estudiado. Además, las correlaciones obtenidas en este estudio mediante el análisis multifractal conjunto indicaron que los procesos y factores que gobiernan la variabilidad de los atributos del suelo en las áreas experimentales se reflejan en la variabilidad de la FCO₂. Estos procesos y factores actúan a diferentes escalas. Dichos resultados están en línea con la necesidad de una mejor comprensión de la relación entre los procesos relacionados con la distribución espacial de los atributos del suelo que se reflejan en las emisiones de CO₂ a diferentes escalas, dado que la mayoría de los estudios previos han analizado estas relaciones a una sola escala.

CONCLUSIONES

El análisis multifractal mostró que la distribución espacial de las emisiones de CO₂ y de otros atributos del suelo presenta heterogeneidad de escala. Los espectos de dimensión generalizada y de singularidad mostraron que los valores más bajos observados tanto para las emisiones de CO₂ como para los atributos

del suelo mostraban una mayor heterogeneidad, en comparación con los valores más elevados que resultaron ser más homogéneos, y ello tanto en el sistema silvopastoril como en el pastizal degradado. El grado de multifractalidad en general fue mayor en el pastizal.

Los índices de multifractalidad y de dimensión generalizada fueron más eficaces para captar la heterogeneidad de la distribución espacial que el coeficiente de variación tanto para las emisiones de CO₂ como para los demás atributos del suelo que se estudiaron.

El análisis multifractal conjunto mostró que los procesos que gobiernan la variabilidad de las emisiones de CO₂ y los restantes atributos del suelo estudiados están espacialmente relacionados, lo que puede explicar la complejidad de las emisiones de CO₂ en zonas agrícolas. Las correlaciones observadas por el análisis multifractal conjunto fueron más significativas que las presentadas por la correlación simple, indicando la importancia de adoptar análisis estadísticos que consideren la participación de los procesos involucrados en la formación del suelo dado que éste es un sistema complejo debido a la interacción de sus factores de formación. Por tanto, el presente estudio va más allá que la mayoría de los estudios previos a la hora de identificar los procesos que rigen las emisiones de CO₂ en los sistemas agrícolas.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO E REVISÃO DE LITERATURA.....	1
1.1. GASES DE EFEITO ESTUFA E AGRICULTURA.....	4
1.2. EMISSÃO DE CO ₂ E SUA RELAÇÃO COM OS ATRIBUTOS DO SOLO.....	6
1.3. VARIABILIDADE ESPACIAL DA EMISSÃO DE CO ₂ NO SOLO.....	9
1.4. ANÁLISE MULTIFRACTAL.....	11
2. MATERIAL E MÉTODOS.....	14
2.1. DESCRIÇÃO DAS ÁREAS EXPERIMENTAIS.....	14
2.2. DETERMINAÇÃO DA EMISSÃO DE CO ₂ , TEMPERATURA E UMIDADE DO SOLO...	16
2.3. DETERMINAÇÃO DOS ATRIBUTOS QUÍMICOS E FÍSICOS DO SOLO.....	17
2.4. DETERMINAÇÃO DA SUSCEPTIBILIDADE MAGNÉTICA DO SOLO.....	18
2.5. GRAU DE HUMIFICAÇÃO DA MATÉRIA ORGÂNICA DO SOLO (H _{LIFS}).....	19
2.6. ANÁLISES ESTATÍSTICAS.....	20
2.7. ANÁLISE MULTIFRACTAL.....	21
2.8. ANÁLISE MULTIFRACTAL CONJUNTA.....	27
3. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	29
4. CONCLUSÕES.....	66
5. REFERÊNCIAS.....	67
6. ANEXO I.....	78

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Espectro multifractal de uma variável com comportamento multifractal (a), espectro multifractal de uma variável com comportamento monofractal (b), gráfico da dimensão generalizada de uma variável com comportamento multifractal (c). **¡Error! Marcador no definido.**

Figura 1. Espectro multifractal da distribuição conjunta de duas variáveis com forte correlação (esquerda) e ausência de correlação (direita)..... 13

Figura 3. Mapa de localização das áreas de estudo no município de Selvíria, MS..... 14

Figura 4. Aparelho de Bartington MS2 para a leitura da susceptibilidade magnética **¡Error! Marcador no definido.**

Figura 5. Exemplo de um gráfico $t(q)$ versus q com as variáveis apresentado comportamento monofractal e multifractal (Zelege e Si, 2005)..... 23

Figura 6. Gráficos da função de partição da emissão de CO_2 nas áreas de pastagem degradada e sistema silvipastoril..... 33

Figura 7. Gráficos da dimensão generalizada da emissão total de CO_2 e atributos do solo na área de pastagem degradada e sistema silvipastoril na camada de 0,0-0,1 m 48

Figura 8. Espectros multifractais da Emissão Total de CO_2 e atributos do solo nas áreas de pastagem degradada e sistema silvipastoril na camada de 0,00 - 0,10 m. **¡Error! Marcador no definido.**

Figura 9. Espectro multifractal da distribuição conjunta (joint multifractal) da emissão total de CO_2 no solo (eixo horizontal) e as variáveis do solo (eixo vertical) na área de pastagem degradada (PDr) e sistema silvipastoril (SSP) na camada de 0,0 – 0,1 m... 65

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Estatística descritiva da emissão total de CO₂ e atributos do solo nas áreas de pastagem degradada e sistema silvipastoril na camada de 0,00-0,10 m. 32

Tabela 2. Parâmetros multifractais obtidos a partir do gráfico da dimensão generalizada nas áreas de pastagem degradada (PDr) e sistema silvipastoril (SSP). w= largura do gráfico da dimensão generalizada (Dmáx – Dmín). 37

Tabela 3. Parâmetros do espectro de singularidade da emissão total de CO₂ e atributos do solo na área de pastagem degradada (PDr) e sistema silvipastoril (SSP) na camada de 0,00 - 0,10 m. 41

Tabela 4. Coeficiente de correlação em escala simples (ES), escala múltipla (EM) e valores negativos da escala múltipla (EM_{ng}) entre a emissão total de CO₂ (ET) e os atributos do solo na área do sistema silvipastoril (SSP) e pastagem degradada (PDr) 56

LISTA DE ANEXOS

Anexo I. Gráficos da função de partição dos atributos do solo nas áreas de pastagem degradada e sistema silvipastoril na camada de 0,00 – 0,10 m	78
---	----

1. INTRODUÇÃO E REVISÃO DE LITERATURA

O efeito das mudanças climáticas decorrentes do aumento na concentração dos gases de efeito estufa tem levantado um alerta na população a nível global. Dentre os gases de efeito estufa o dióxido de carbono (CO_2) é o que mais chama a atenção. Segundo Lindsey (2020), esse maior concernimento sobre o CO_2 deve-se a sua maior concentração e maior tempo de permanência na atmosfera em relação aos demais gases (metano e óxido nítrico); ainda a autora afirma que esse gás ao absorver os comprimentos de ondas térmicas faz com que o efeito estufa adicional seja ainda mais pronunciado.

A população mundial tende a alcançar mais de 9 bilhões de habitantes até 2050 (ONU, 2019) e esse aumento em conjunto as mudanças climáticas vem chamando a atenção sobre a segurança alimentar e as populações mais vulneráveis uma vez que esta população é a primeira a sentir os efeitos decorridos dessas mudanças. O aumento na temperatura e no padrão das precipitações, aumento na frequência e intensidade de eventos climáticos, acidificação e aquecimento dos oceanos são alguns dos fatores que segundo Tirado et al. (2010) afetarão a segurança alimentar mundial. Ainda, segundo esses autores eventos climáticos extremos como secas e alagamentos podem resultar na contaminação dos solos, terras agrícolas e a contaminação com patógenos de água e alimentos destinados ao consumo dos animais podendo nessa situação comprometer o acesso a uma alimentação mais adequada que é necessária para o desenvolvimento humano.

Segundo Brasil (2019), os setores agropecuária e uso e mudança da terra foram responsáveis por 33,6% e 22,3% das emissões totais de CO_2 em 2016. No setor agropecuária houve aumento de 2,3% nas emissões devido ao aumento no rebanho de gado e na produção de certas culturas agrícolas. Em adição esses autores afirmam que os desmatamentos ocorridos na Mata Atlântica e Amazônia contribuíram para o aumento das emissões referentes ao uso e mudança da terra.

No solo, as perdas de carbono via emissão de CO_2 (FCO_2) é decorrente da decomposição da matéria orgânica pela atividade microbiana, sendo a intensidade desta decomposição muito relacionada a maneira como o solo é

manejado. O manejo do solo com aspecto mais conservacionistas ou seja, com pouco ou nenhum revolvimento e constante adição de material orgânico são práticas que caracterizam o solo como mitigador de CO₂ (Paustian et al., 2016; Souza et al., 2019; Xavier et al., 2020; Moitinho et al., 2021).

Além da adoção de práticas agrícolas mais sustentáveis, o conhecimento sobre as características inerentes ao solo, tais como, seu material de origem, textura e mineralogia, torna-se uma grande aliada na redução da emissão de CO₂ em sistemas agrícolas, uma vez que os solos apresentam potencial para armazenar até 1500 Pg de carbono em camadas de 1 metro (Paustian et al., 2000). Apesar de apresentar grande potencial para sequestrar carbono, a perda de carbono via FCO₂ é descrita por vários autores como um processo complexo, pois, resulta da interação de diversos fatores que podem atuar em diferentes intensidades. Brito et al. (2009) enfatizaram a importância de diferentes formas de relevo na emissão de CO₂, visto que, as maiores emissões de CO₂ foram observadas em formas de relevo com maior macroporosidade, menor densidade do solo e resistência a penetração. Bahia et al. (2014) e Leal et al. (2015) observaram em seus estudos a influência da mineralogia da fração argila sobre a emissão de CO₂; uma vez que os minerais da fração argila influenciam o comportamento dos atributos do solo que estão relacionadas a emissão de CO₂ no solo. Ainda, os atributos do solo relacionados a sua estrutura também influenciaram a emissão de CO₂ conforme os resultados observados por Silva et al. (2019); Vicentini et al. (2019) e Moitinho et al. (2021).

A variabilidade dos atributos do solo é um reflexo da intensidade e interação entre os fatores de formação do solo resultado assim em uma grande variabilidade do seu comportamento em uma mesma área (Caniego et al., 2005). Ainda a interação entre os fatores de formação do solo e os processos que ocorrem no solo podem operar em diferentes escalas de tal modo que a variabilidade espacial dos atributos do solo pode apresentar um efeito aninhado (Dafonte et al., 2015). Essa afirmativa pode explicar a complexidade dos processos que ocorrem no solo e que influenciam o comportamento da FCO₂.

Trabalhos realizados por Panosso et al. (2008); Bahia et al. (2014) e Bahia et al. (2015) caracterizaram a variabilidade espacial da emissão de CO₂ por meio da técnicas geoestatísticas, contudo, a interação entre os processos e fatores de formação do solo ocorrer em diferentes escalas e, como consequência, a própria

variabilidade espacial dos atributos do solo também apresentam uma dependência escalar (Biswas et al., 2012). Nesse sentido, a adoção de técnicas que descrevam a variabilidade espacial dos atributos do solo em múltiplas escalas devem ser adotadas por meio da análise multifractal (Biswas, 2019; Silva et al., 2021).

A análise multifractal descreve a variabilidade e a heterogeneidade dos atributos do solo dentro de uma gama de escalas espaciais (Biswas, 2012). Ainda, a análise multifractal baseia-se na estimativa das propriedades de escala de um conjunto de dados e apresenta um espectro multifractal de dimensões (Perrier et al., 2006). Assim, a teoria multifractal tem sido adotada para descrever e modelar os padrões da variabilidade espacial da densidade do solo, capacidade de campo e condutividade hidráulica (Jing et al., 2020), da rugosidade do solo (Vidal Vázquez et al., 2008), resistência do solo a penetração (Leiva et al., 2019), índices topográficos e produtividade das culturas (Zeileke e Si 2004, Kravchenko et al., 1999), assim como a variabilidade dos atributos químicos do solo (Marinho et al., 2017; Silva et al., 2021).

Apesar dos estudos realizados por La Scala et al. (2009); Panosso et al. (2012) e Bicalho et al. (2014) demonstrarem que a emissão de CO₂ apresentou dependência de escala, ainda são poucos os trabalhos onde a variabilidade da emissão de CO₂ é retratada pela análise multifractal.

Diante do exposto trabalhamos com a hipótese de que a emissão de CO₂ é um processo complexo podendo apresentar um comportamento em múltipla escala. Sendo assim, os objetivos do presente trabalho foram avaliar a estrutura da variabilidade espacial da emissão de CO₂ em áreas do Cerrado brasileiro por meio da análise multifractal; avaliar as correlações entre a emissão de CO₂ e os atributos do solo através da análise multifractal conjunta.

1.1. GASES DE EFEITO ESTUFA E AGRICULTURA

Gases de efeito estufa são aqueles que promovem o aquecimento da atmosfera. Dentre esses gases aqueles que se associam as práticas agrícolas são dióxido de carbono (CO₂), metano (CH₄) e óxido nitroso (N₂O). No Brasil as emissões de gases do efeito estufa (GEE) são oriundas na sua maioria dos setores de Agropecuária e Mudança do Uso da terra e Florestas sendo que os dois setores juntos promoveram uma emissão de 730, 1 Mt CO₂ eq, correspondendo assim a 56% das emissões totais de GEE no Brasil (Brasil, 2019). Em adição, as mudanças no uso e manejo do solo são responsáveis por, aproximadamente, um quarto das emissões globais dos gases de efeito estufa (GEE), uma vez que estão relacionadas ao desmatamento, emissão de metano pelas atividades no setor agropecuário e de óxido nitroso em solos fertilizados (IPCC, 2014).

Segundo a Organização das Nações Unidas (2019), a população mundial poderá ultrapassar 9 bilhões de habitantes até 2050; fato este que chama a atenção para a segurança alimentar mundial.

Nesse sentido, o maior concernimento sobre as emissões dos GEE está relacionado as mudanças promovidas pela maior concentração desses gases na atmosfera, visto que essa maior concentração pode promover o aumento na temperatura e no padrão das precipitações, aumento na frequência e intensidade de eventos climáticos, acidificação e aquecimento dos oceanos, que são alguns dos fatores que segundo Tirado et al.(2010) podem afetar a segurança alimentar mundial. Ainda, segundo esses autores, eventos climáticos extremos como secas e alagamentos podem resultar na contaminação dos solos, terras agrícolas e a contaminação com patógenos de água e alimentos destinados ao consumo dos animais afetando assim a produção de alimentos mundial. Segundo Thornton (2012) culturas agrícolas como milho, arroz e trigo poderão ser afetadas pelas mudanças climáticas promovidas pelos gases de efeito estufa.

Contudo, as práticas agrícolas quando conduzidas de maneira adequada tornam-se importantes aliadas na mitigação dos efeitos dos gases de efeito estufa. Devido as pressões internacionais para que medidas mais sustentáveis tornem-se parte da cadeia produtiva do agronegócio brasileiro visando a redução

nas emissões de gases do efeito estufa, o governo brasileiro lançou o Programa de Agricultura de Baixo carbono (plano ABC) que visa a recuperação de pastagens degradadas por meio de práticas conservacionistas como a integração lavoura pecuária floresta (ILPF). Dentre os tipos de ILPF encontram-se o sistema silvipastoril que consiste no consórcio entre árvores ou arbustos com pastagem e animais em uma mesma área (Nair et al., 2010). Devido a interação das árvores com outras atividades agrícolas os sistemas agroflorestais são aliados no processo de mitigação de gases de efeito estufa para a atmosfera. Segundo Nair et al. (2009), esses sistemas inserem grande quantidade de material orgânico tanto em camadas superficiais quanto em camadas mais profundas aumentando assim o estoque de carbono no solo e consequentemente auxiliando na redução das emissões de CO₂ na agricultura. Nesse sentido a adoção de práticas agrícolas com características mais conservacionistas são aliadas na redução das emissões de gases de efeito estufa.

1.2. EMISSÃO DE CO₂ E SUA RELAÇÃO COM OS ATRIBUTOS DO SOLO

A emissão de CO₂ no solo é um processo resultante da decomposição da matéria orgânica através da atividade microbológica do solo, pois o carbono da matéria orgânica é a principal fonte de energia dos microrganismos do solo. A inserção de material orgânico ao solo esta intimamente relacionada ao manejo adotado nas áreas agrícolas. Sistemas agrícolas com características mais conservacionistas tendem a acrescentar maior quantidade de material orgânico ao solo beneficiando assim a ação dos microrganismos. Contudo, a atividade microbiana é fortemente influenciada pelos atributos do solo e conseqüentemente a emissão de CO₂. Algumas características inerentes ao solo como a sua textura e sua mineralogia apresentam uma certa relação com a emissão de CO₂.

A textura do solo está relacionada a sua capacidade em proteger o carbono da decomposição pelos microrganismos resultado assim no aumento das emissões de CO₂. Solos de textura mais arenosa apresentam menor proteção física a matéria orgânica resultado no maior acesso desta pelos microrganismos (Bayer et al., 2000). Em contrapartida, solos argilosos e com maior presença de óxidos de ferro na sua composição promovem maior proteção física a matéria orgânica ocasionando aumento estabilidade do carbono (Roscoe e Buurman 2003).

Ao analisarem a emissão de CO₂ em diferentes preparos do solo, Souza et al. (2019) observaram que um Latossolo com textura argilosa apresentou maiores taxas de emissão relação a um Argissolo arenoso.

Bahia et al. (2015) observaram que a emissão de CO₂ e o teor de ferro extraído por ditionito apresentaram relação direta. Ainda, esses autores observaram que a goethita apresentou correlação direta com a emissão de CO₂. A relação entre a emissão de CO₂ e os minerais da fração argila também foi demonstrada nos trabalhos conduzidos por Leal et. (2015). Esses autores observaram que a emissão de CO₂ era maior em áreas com maior susceptibilidade magnética.

O sistema poroso do solo, que inclui a macro e microporosidade, auxilia no entendimento da emissão de CO₂ visto que é responsável pelo estoque e movimento de água e gás no solo (Wick et al., 2012). A densidade do solo e a

porosidade livre de água também influenciam o comportamento da emissão de CO₂ no solo, pois são atributos diretamente relacionados a entrada de O₂ no solo que por sua vez regula a atividade de microrganismos aeróbicos assim como a saída de CO₂ do solo que resulta da atividade microbiana (Moitinho et al., 2015). Bicalho et al. (2014) observaram que a emissão de CO₂ em área de cana de açúcar foi reduzida diante de altos valores de densidade do solo. Nessa condição os autores afirmam que a entrada de O₂ é limitada reduzindo a atividade microbiana do solo resultando na diminuição das taxas de CO₂. Vicentini et al. (2019) observaram que a emissão de CO₂ em floresta de Pinus foi reduzida devido aos altos valores de densidade do solo e baixos valores de macroporosidade. Sob essas condições Teixeira et al. (2012) afirmam que há uma redução na atividade microbiana e conseqüentemente a emissão de CO₂ reduz. Estudos conduzidos por Silva et al. (2019) observaram que as classes de poros influenciaram a emissão de CO₂ em diferentes sistemas de preparo do solo.

Na matéria orgânica encontra-se parte do carbono orgânico do solo (Carvalho et al., 2010) e este é a principal fonte de energia da microbiota do solo. Assim o conhecimento sobre a dinâmica do carbono no solo é um ponto chave para a compreensão do comportamento da emissão de CO₂ no solo. Panosso et al (2011) conduziram um estudo em cana de açúcar e observaram que em sistemas de cana crua o carbono é mais disponibilizado para a atividade microbiana visto que os valores do grau de humificação da matéria orgânica, H_{LIFS}, foram menores em relação ao sistema de cana queimada, sendo que o aumento nos valores de H_{LIFS} era seguido pela redução nas emissões de CO₂. Xavier et al (2019) observaram que o aumento na humificação da matéria orgânica (H_{LIFS}) promove redução nas emissões de CO₂ em sistemas de sucessões entre culturas de verão e entressafra.

Vicentini et al. (2019) ao estudarem a emissão de CO₂ em áreas de floresta reflorestadas observaram que a emissão de CO₂ foi menor na área de Pinus e atribuíram essa menor emissão ao carbono mais humificado (maiores valores de H_{LIFS}) observado nessa área também.

Assim como a avaliação sobre a qualidade do carbono em sistemas agrícolas nos auxilia no entendimento sobre a emissão de CO₂, o estudo sobre o tempo de permanência do carbono no sistema solo é uma ferramenta de

grande importância para identificarmos o potencial de sistemas agrícolas como sumidouro de carbono. Nesse sentido, o uso da constante de decaimento do solo, fator k , tem sido adotado em estudos para auxiliar na compreensão sobre a emissão de CO_2 no solo. Silva et al. (2019) observaram que áreas onde o fator k é menor apresentaram menores valores de emissão de CO_2 e maiores valores no estoque de carbono indicando que áreas agrícolas que apresentem essas características podem ser consideradas sumidouro de carbono.

Estudos conduzidos por Moitinho et al. (2021) observaram que sistemas de produção de cana-de-açúcar onde a palha é preservada sob o solo e com redução no revolvimento do mesmo apresentaram menores taxas de emissão de CO_2 e maiores valores de estoque de carbono e fator k . Nessas condições os autores classificam esse sistema produtivo como um ecossistema equilibrado.

1.3. VARIABILIDADE ESPACIAL DA EMISSÃO DE CO₂ NO SOLO

A variabilidade espacial da emissão de CO₂ no solo resulta dos atributos físicos, químico e biológicos do solo como o teor de matéria orgânica do solo (Soe e Buchmann, 2005), estoque de carbono (Panosso et al., 2011), mineralogia do solo (La Scala et al., 2000) e capacidade de troca catiônica (La Scala et al., 2000). Para acessar a variabilidade espacial da emissão de CO₂ no solo tem se adotado a geoestatística como principal ferramenta. Através da análise da geoestatística a variabilidade espacial é descrita por alguns parâmetros que são obtidos na modelagem do variograma espacial, tais como o patamar, o alcance e o grau de dependência espacial. O patamar (C_0+C_1) expressa o valor da semivariância onde ocorre a estabilização do semivariograma, enquanto o alcance (a) expressa uma distância dentro da qual as variáveis são autocorrelacionadas espacialmente. Já o efeito pepita puro (C_0) expressa a variância não explicada ou a variância que não entra como correlação espacial. Através da razão entre o efeito pepita puro e o alcance ($C_0/(C_0+C_1)$) é possível acessar o grau de dependência espacial dos atributos em estudo. Assim, Brito et al. (2009) afirmaram que a geoestatística traz informações importantes sobre a distribuição espacial da emissão de CO₂ auxiliando assim no melhor entendimento sobre o comportamento da emissão de CO₂ via solo. Panosso et al. (2008) observaram dependência espacial moderada da emissão de CO₂ em áreas de cana-de-açúcar cultivadas em sistema de cana crua. Ainda, esses autores observaram que o melhor modelo matemático para descrever a variabilidade da emissão de CO₂ foi o esférico. Nesse mesmo estudo os autores observaram que a emissão de CO₂ apresentou correlação espacial direta com a temperatura do solo e correlação inversa com a umidade do solo somente em sistema de cultivo com cana queimada.

Nos estudos conduzidos por Teixeira et al. (2012) a emissão de CO₂ apresentou grau de dependência espacial moderado e sua variabilidade foi descrita por um modelo gaussiano.

Bahia et al. (2015) observaram que a variabilidade da emissão de CO₂ na cultura da cana de açúcar foi descrita por um modelo esférico e apresentou grau de dependência espacial moderado. Esses autores observaram também que a emissão de CO₂ foi influenciada de maneira positiva pela mineralogia do solo.

A relação entre a variabilidade espacial da emissão de CO₂ com o estoque de carbono e umidade do solo também foi observada nos estudos de Stoyan et al. (2000).

Leal et al. (2015) observaram maiores valores na taxa de emissão de CO₂ em áreas onde os valores de susceptibilidade magnética eram maiores demonstrando assim a relação de causa e efeito entre essas duas variáveis.

1.4. ANÁLISE MULTIFRACTAL

A variabilidade espacial do solo resulta da interação das propriedades físicas, químicas e biológicas que atuam em diferentes intensidades e escalas (Goovaerts, 1988). Ainda, como as propriedades do solo podem variar no espaço ou exibir um padrão não determinístico; caso a irregularidade na distribuição de um atributo do solo permanecer estatisticamente irregular em todas as escalas considera-se que o atributo apresenta auto- similaridade. Auto- similaridade está associada a transferência de informação de uma escala para outra (Biswas et al., 2012). Explorando a auto- similaridade ou as diferenças relacionadas as propriedades de escala podemos entender a natureza da variabilidade espacial dos atributos do solo (Biswas et al., 2012). Para investigar e caracterizar quantitativamente a variabilidade espacial dentro de uma gama de escalas tem se adotado a teoria fractal (Mandelbrot, 1982). Na ciência do solo a teoria fractal tem descrito a variabilidade dos atributos do solo dentro de uma gama de escalas (Burroughs, 1982; Perfect e Kay, 1995) através de um método monofractal onde a distribuição espacial do solo só pode ser descrita por uma única dimensão fractal. No entanto, devido a complexidade e heterogeneidade do comportamento da variabilidade espacial do solo é necessário o uso de um conjunto de dimensões fractais para captar melhor essa variabilidade. Assim, uma extensão do método da dimensão fractal única foi introduzido na ciência do solo. Nesse método, que é conhecido como análise multifractal, um conjunto de dimensões fractais é usado para explicar a variabilidade do solo ao invés de uma única dimensão. A análise multifractal trabalha com uma variedade de momentos estatísticos (q^{th}) o que possibilita uma visão mais detalhada da variabilidade dos dados quando comparado a métodos que usam somente os primeiros momentos estatísticos. Dessa maneira, ao usarmos momentos estatísticos de ordens mais elevadas, devemos observar se as propriedades de escala não mudam, pois nesse caso tem-se um comportamento monofractal. Por outro lado se as propriedades de escala mudarem com o uso de momentos estatísticos mais elevados dizemos então que o atributo apresenta comportamento multifractal. Os resultados da análise multifractal são obtidos através do espectro multifractal (Figura 1a) e do gráfico da dimensão generalizada (Figura 2b). O espectro multifractal ($f(\alpha) \times (\alpha)$) é uma ferramenta poderosa que retrata a variabilidade

das propriedades das escalas dos atributos do solo além de permitir um exame das propriedades de escala local dos atributos do solo. A largura do espectro é um indicativo da heterogeneidade dos índices de escala, assim quanto mais largo for o espectro de singularidade maior será a heterogeneidade na distribuição do atributo em estudo (Biswas et al., 2012).

Além do espectro multifractal, o gráfico da dimensão generalizada ($D_q \times q$) também providencia parâmetros indicativos que descrevem a propriedade de escala e variabilidade do processo. Esses parâmetros são conhecidos como a dimensão de capacidade (D_0), dimensão de informação (D_1) e a dimensão de correlação (D_2). Quando os valores dessas dimensões são iguais, ou seja, $D_0=D_1=D_2$ considera-se que a variável em estudo apresenta comportamento monofractal; por outro lado se os valores das correlações diferem entre si ou seja, $D_0>D_1>D_2$ entende-se que a variável do solo apresenta comportamento multifractal (Caniego et al., 2005; Vidal Vázquez et al., 2008).

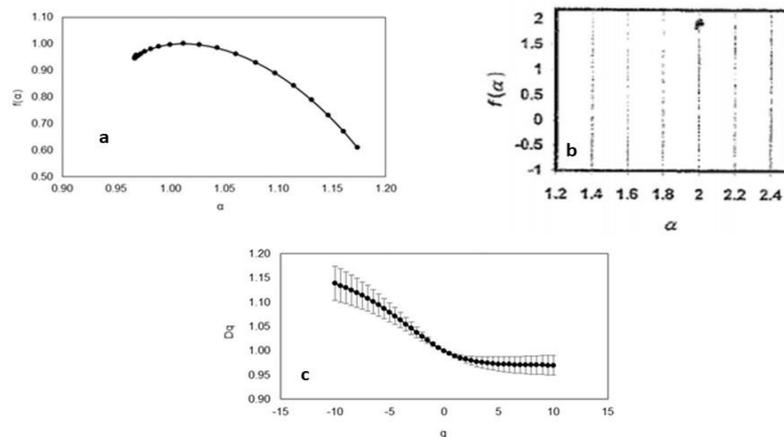


Figura 1. Espectro multifractal de uma variável com comportamento multifractal (a), espectro multifractal de uma variável com comportamento monofractal (b), gráfico da dimensão generalizada de uma variável com comportamento multifractal (c).

Enquanto a análise multifractal caracteriza a distribuição de um atributo dentro de um suporte espacial, a análise multifractal conjunta caracteriza a distribuição de dois ou mais atributos ao longo de um suporte espacial dentro de uma variedade de escalas além de analisar a relação espacial entre essas variáveis ao longo desse suporte espacial (Bertol et al., 2017; Tomillo et al., 2020;

Silva et al., 2021). Normalmente um gráfico de contorno é usado para representar a relação entre duas variáveis $f(\beta, \alpha)$.

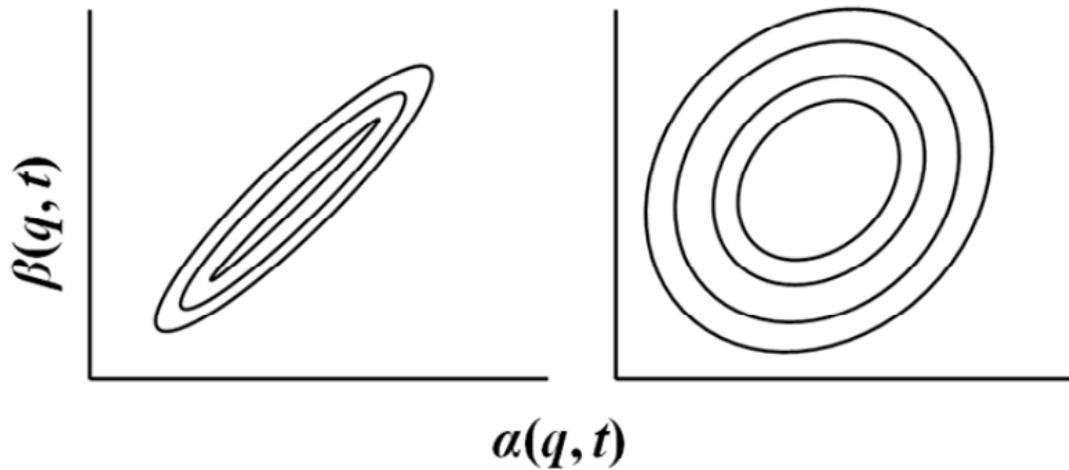


Figura 2. Espectro multifractal da distribuição conjunta de duas variáveis com forte correlação (esquerda) e ausência de correlação (direita).

Um contorno diagonal sem robustez indica forte correlação entre as variáveis (Figura 2 esquerda), por outro lado, contornos diagonais mais arredondados indicam ausência de correlação entre as variáveis (Figura 2 direita) (Biswas et al., 2012).

2. MATERIAL E MÉTODOS

2.1. DESCRIÇÃO DAS ÁREAS EXPERIMENTAIS

O estudo foi conduzido nas áreas, pertencentes à Faculdade de Engenharia – UNESP, Câmpus de Ilha Solteira, localizada no município de Selvíria – MS (Figura 3). O clima da região, segundo a classificação de Köppen, é tropical úmido (Aw), com estações chuvosas no verão e secas no inverno. A área da pastagem está localizada nas coordenadas geográficas 20° 36' 58,2" Sul e 51° 41' 47,8" Oeste a uma altitude de 357 metros acima do nível do mar. O solo da pastagem foi classificado como Latossolo Vermelho Amarelo distrófico (Embrapa, 2018) e sua geologia foi classificada como Arenito formação Santo Anastácio (IBGE, 2014).

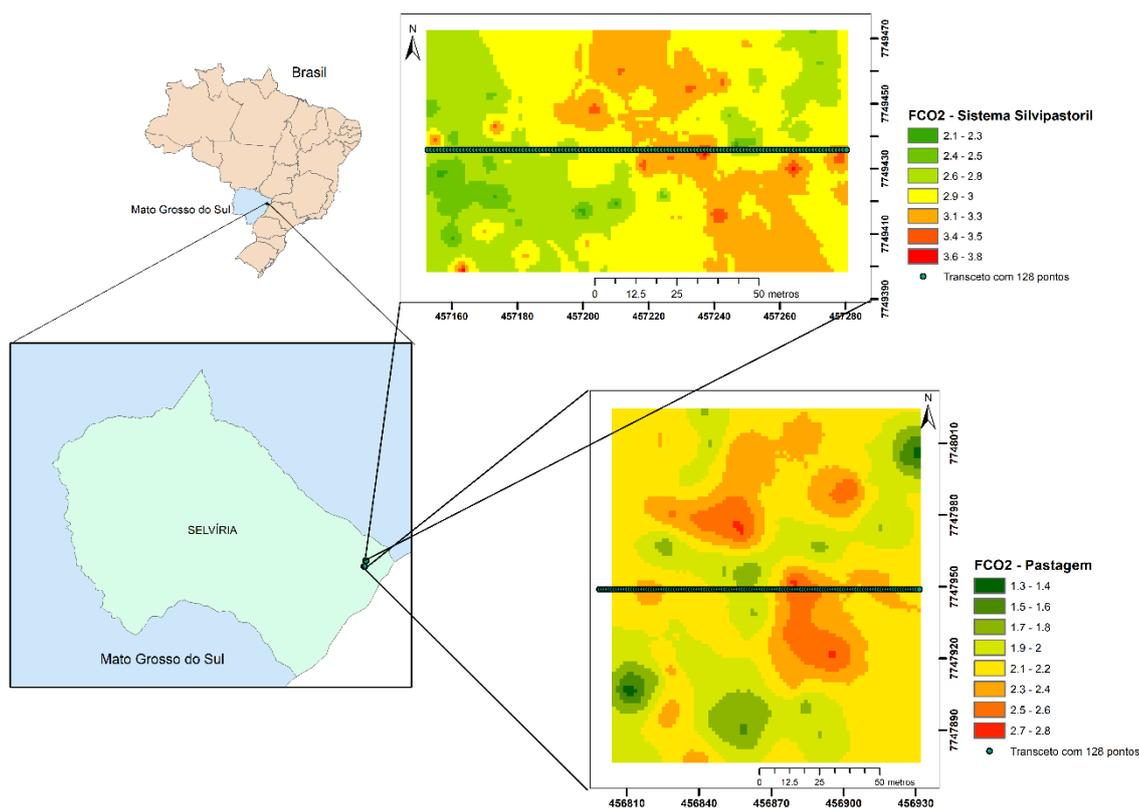


Figura 3. Mapa de localização das áreas de estudo no município de Selvíria, MS.

Em 1989 houve o desmatamento e queima de espécies nativas na área para o plantio da pastagem (*Urochloa decumben*) sendo esta destinada a pecuária. Nos anos de 2002, 2008 e 2014 houve correção da acidez sendo realizada a calagem com calcário dolomítico ($1,5 \text{ Mg ha}^{-1}$) e adubação de 350 kg ha^{-1} de NPK 041408 com ureia, superfosfato simples e cloreto de potássio.

A área do sistema silvipastoril (SSP) está localizada nas coordenadas $20^{\circ}22' 31''$ de latitude Sul e $51^{\circ} 24' 12''$ de longitude Oeste a uma altitude de 363 metros acima do nível do mar. O solo do SSP foi classificado como Latossolo Vermelho distrófico (Embrapa, 2018), e sua geologia foi classificada como Basalto formação Serra Geral (Maltoni, 1994). Essa área após a retirada do Cerrado nativo passou a ser cultivada com culturas anuais, milho, soja e algodão, no sistema convencional. Em 1987 houve o plantio da espécie de aroeira (*M. urundeuva*) em espaçamentos de $3,0 \times 3,0 \text{ m}$ em uma área de 1 há. A conversão da área em SSP se deu de forma natural por meio da emergência do capim braquiária (*Braquiária decumbens*) uma vez que nessa área havia um banco de sementes dessa espécie.

Nas duas áreas experimentais foram traçados transectos de 128 metros de comprimento com 128 pontos para que fossem realizadas as respectivas análises de solo assim como as leituras da emissão de CO_2 , temperatura e umidade do solo.

2.2. DETERMINAÇÃO DA EMISSÃO DE CO₂, TEMPERATURA E UMIDADE DO SOLO

A emissão de CO₂ (FCO₂) foi registrada uma vez por semana entre os meses de maio a julho de 2018 totalizando oito semanas de leituras, por meio do sistema LI-COR (LI-8100), Nebraska EUA. A câmara para solos apresenta volume interno de 854,2 cm³ com área de contato circular de 83,7 cm². Essa câmara foi colocada sobre colares de PVC com diâmetro de 0,10 m previamente inseridos no solo em cada ponto amostral na profundidade de 0,03 m. A temperatura do solo foi registrada por meio de um termômetro de haste inserido no interior do solo a 5 cm do local onde foram previamente instalados os colares de PVC. A umidade do solo foi determinada por meio de um equipamento de TDR (Time Domain Reflectometry – Hydrosense2) que avaliou a umidade disponível do solo (% volume) na profundidade de 0,00-0,12 m.

2.3. DETERMINAÇÃO DOS ATRIBUTOS QUÍMICOS E FÍSICOS DO SOLO

Para as análises químicas (Raij et al., 2001) e físicas foram coletadas amostras deformadas e indeformadas na camada de 0,00- 0,10 m. Após a coleta as amostras deformadas passaram por peneiras com abertura de 2 mm e em seguida foram secas ao ar. A textura do solo foi determinada segundo método da pipeta (EMBRAPA, 2018). A partir das amostras indeformadas determinou-se a densidade do solo (D_s), macroporosidade (Macro) e microporosidade (Micro) segundo metodologia proposta pela Embrapa (2017). A porosidade total do solo (PT) foi determinada pela diferença entre a massa da amostra saturada e a massa da amostra seca. A porosidade livre de água (PLA) foi calculada pela diferença entre a porosidade total e a umidade do solo.

O estoque de carbono do solo nas camadas de 0,00 - 0,10 m foi determinado por meio da equação 1.

$$EstC = (CO \cdot D_s \cdot E) / 10 \quad (1)$$

Onde: *EstC* é o estoque de carbono do solo, *CO* é o teor encontrado pelas análises realizadas nas amostras de solo ($g\ kg^{-1}$ = teor de matéria orgânica/ 1,724), *D_s* é a densidade do solo ($kg\ dm^{-3}$), e *E* é a espessura da camada equivalente (10) (Bayer et al., 2000).

A constante de decaimento do carbono (fator *k*) que fa inferência à estabilidade do carbono nas áreas foi determinada pela seguinte equação:

$$k = \frac{FC - CO_2}{EC} \quad (2)$$

Onde,

k é constante de decaimento do carbono no solo (dia^{-1})

$FC - CO_2$ = é a emissão de carbono do solo ($Mg\ de\ Carbono\ ha^{-1}\ dia^{-1}$)

EC: é o estoque de carbono do solo na camada de 0,00-0,10 m ($Mg\ ha^{-1}$)

2.4. DETERMINAÇÃO DA SUSCEPTIBILIDADE MAGNÉTICA DO SOLO

A susceptibilidade magnética (SM) foi determinada a partir de 10 gramas de terra fina seca ao ar (TFSA) no aparelho de Bartington MS2 acoplado ao sensor Bartington MS2B. A avaliação foi realizada em baixa e alta frequência (0,47 KHz e 4,7 kHz, respectivamente) (Dearing, 1994, Costa et al., 1999). Dearing (1994) afirma que as leituras da susceptibilidade magnética em alta e baixa frequência deve ser adotadas em estudos que indiquem a presença de minerais magnéticos de domínio simples ou múltiplo. Dessa maneira foi realizado o cálculo da χ^{FD} que expressa a porcentagem da susceptibilidade magnética dependente das leituras em alta e baixa frequência.

$$\chi^{FD} = \frac{(\chi_{BF} - \chi_{AF}) \times 100}{\chi_{BF}} \quad (3)$$

Onde,

χ^{FD} é a porcentagem de SM em dupla frequência, χ_{BF} = SM em baixa frequência, χ_{AF} = SM em alta frequência.



Figura 4. Aparelho de Bartington MS2 para a leitura da susceptibilidade magnética.

2.5. GRAU DE HUMIFICAÇÃO DA MATÉRIA ORGÂNICA DO SOLO (H_{LIFS})

O grau de humificação da matéria orgânica do solo (H_{LIFS}) foi determinado por meio da análise de fluorescência induzida por laser (LIFS). Essa técnica tem como princípio básico a excitação das amostras do solo com um laser de emissão, na região do ultravioleta/azul, resultando na fluorescência de grupos funcionais da matéria orgânica relacionados com o processo de humificação (Milori et al., 2006). O LIFS opera por meio de um laser de diodo emitido na região de 405 nm, com potência máxima de 50 mW (Xavier, 2015). A equação para a determinação do H_{LIFS} foi proposta por Milori et al. (2006), em que fA corresponde a área de fluorescência sob o espectro, e tC é o teor de carbono total do solo.

$$H_{LIFS} = \frac{fA}{tC} \quad (4)$$

2.6. ANÁLISES ESTATÍSTICAS

Inicialmente, os dados foram apresentados por meio da estatística descritiva (média, erro padrão da média, mínimo, máximo, coeficiente de variação, coeficiente de curtoses e coeficiente de assimetria). Para testar a hipótese de diferença entre as médias adotou-se o teste de student a 5 %. Foi realizada a análise de correlação de Pearson a 5% de probabilidade ($p < 0,01$) para acessar a relação entre as variáveis de estudo. As análises estatísticas das áreas foram processadas no programa R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2018).

2.7. ANÁLISE MULTIFRACTAL

A análise multifractal foi adotada para a caracterização das propriedades de escala das variáveis do solo com a distribuição de massa de uma medida em um dado transecto. As variáveis que compõem o transecto foram determinadas a partir dos seus respectivos mapas pela técnica da krigagem ordinária. Análises multifractais com variáveis do solo tem sido realizadas baseado na contagem de caixas (Evertsz e Mandelbrot, 1992). Neste método um conjunto ou caixas menores de dados experimentais coletados num transecto foram sucessivamente divididos em subconjuntos para segmentos menores, conforme a redução de escalas diádicas de tamanho δ gerando uma medida normalizada que é computada em cada caixa (Vidal Vázquez et al., 2013; Silva et al., 2021).

Para estimar a dimensão multifractal sobre um suporte, o primeiro passo consiste em definir a medida. Para o presente estudo o suporte se refere aos transectos com uma extensão de 128 metros ($L= 128$ m) que foram traçados nas respectivas áreas de estudo enquanto as medidas são as onze variáveis do solo descritas anteriormente na camada de 0,00-0,10 m. Em seguida o transecto foi dividido em sucessivos compartimentos de igual tamanho com comprimento que vão diminuindo para sucessivos estágios (Evertz & Mandelbrot, 1992). Assim, sucessivas divisões no transecto em cada estágio de k ($k=1,2,3\dots$) foram realizadas para gerar um número de segmentos $n(\delta) = 2^k$ com característica de tamanho e extensão $\Delta = L \times 2^{-k}$, onde L é o comprimento total do transecto e k é um número inteiro (Caniego et al., 2005; Vidal Vázquez et al., 2013). Para o presente estudo $k = 7$, ou seja, o transecto de 128 metros foi dividido em 7 estágios resultado em segmentos de 64, 32, 16, 8, 4, 2 e 1, respectivamente. (Caniego et al., 2005; Vidal Vázquez et al., 2013). Então, uma função de probabilidade de massa normalizada $\mu_i(\delta)$ que descreve a contribuição de semelhantes mas pequenos segmentos ou intervalo de tamanho δ para a massa total, sendo determinada pela equação:

$$\mu_i(\delta) = \varphi_i(\delta) / \sum_{i=1}^{n(\delta)} \varphi_i(\delta) \quad (5)$$

onde:

φ_i = é o valor da medida no segmento *i-ésimo* na escala δ ;

$n(\delta)$ = é o número do segmento com tamanho δ , que cobre o espaço de amostragem;

$\sum_{i=1}^{n(\delta)} \varphi_i(\delta)$ = representa toda a massa do transecto

O seguinte passo da análise fractal (mono quanto multifractal) consiste em estabelecer se existe uma relação de potência entre a medida e a escala.

Para isso avalia-se a função de partição:

$$X(q, \delta) = \sum_{i=1}^{n(\delta)} \mu_i^q(\delta) \quad (6)$$

onde, os momentos estatísticos, q , são limitados por $-\infty < q < \infty$

A função de partição quando plotada contra tamanho do segmento ou caixa de tamanho δ apresenta a seguinte propriedade de escala:

$$X(q, \delta) \propto \delta^{\tau(q)} \quad (7)$$

onde $\tau(q)$ é uma função não linear de q , conhecida como função de expoente de massa sendo calculada pela seguinte equação:

$$\tau(q) = \lim_{\delta \rightarrow 0} \frac{\log X(q, \delta)}{\log(\delta)} = \lim_{\delta \rightarrow 0} \frac{\log \sum_{i=1}^{n(\delta)} \mu_i^q(\delta)}{\log(\delta)} \quad (8)$$

Quando a plotagem $\tau(q)$ versus q é linear, então a medida é monofractal (Figura 5).

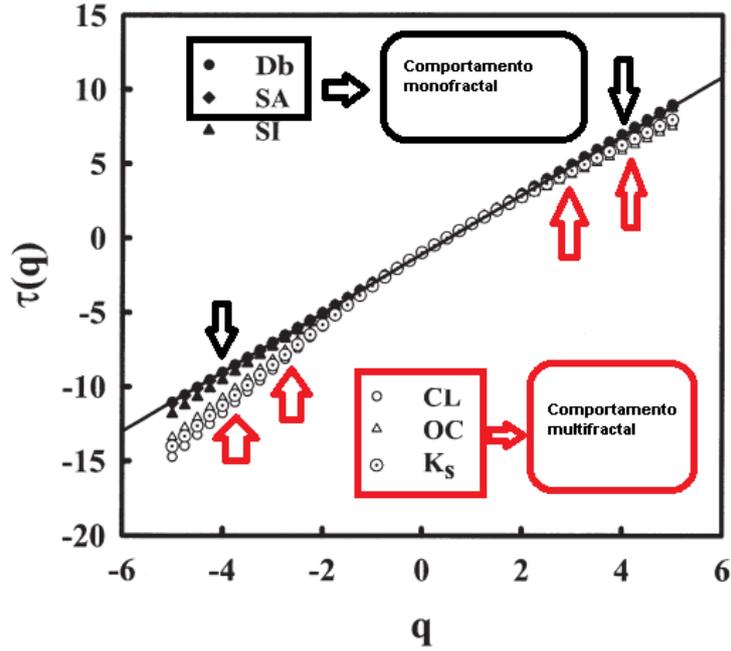


Figura 4. Exemplo de um gráfico $t(q)$ versus q com as variáveis apresentado comportamento monofractal e multifractal (Zelege e Si, 2005).

A função de expoente de massa, τ está relacionada com o espectro da dimensão generalizada ou dimensão de Rényi, D_q , (Rényi, 1955; Hentschel; Procaccia, 1983). A dimensão generalizada (D_q) corresponde ao expoente de escala para o momento q -ésimo da medida (Dafonte et al., 2015) além de fornecer parâmetros indicativos como D_0 , D_1 e D_2 que pode ser estimada pela equação:

$$D_q = \lim_{\delta \rightarrow 0} \frac{1}{q-1} \frac{\log[\chi(q,\delta)]}{\log \delta} \quad (9)$$

para $q \neq 1$

Ao usarmos a equação acima D_1 torna-se indeterminado assim para o caso particular onde $q=1$ usamos a seguinte equação:

para $q = 1$

$$D_1 = \lim_{\delta \rightarrow 0} \frac{\sum_{i=1}^{n(\delta)} \rho_i(\delta) \log[\rho_i(\delta)]}{\log \delta} \quad (10)$$

Para uma distribuição monofractal, Dq é uma constante, de modo que a avaliação para momentos sucessivos não fornece informações adicionais. No entanto, para medidas multifractais a relação entre Dq e q não é constante e tipicamente apresenta um aspecto semelhante ao de um sigmoide duplo com um ponto de inflexão para $q = 0$.

As dimensões generalizadas (Dq), em $q = 0$, $q = 1$ e $q = 2$, são conhecidas como dimensão de capacidade (D_0), informação ou entropia de Shannon (D_1) e correlação (D_2), respectivamente. Para o caso de monofractalidade $D_0 \approx D_1 \approx D_2$; para o caso de multifractalidade aceita-se que $D_0 > D_1 > D_2$ (Caniego et al., 2005; Vidal Vázquez et al., 2013).

Para o presente estudo, a dimensão generalizada foi calculada usando os intervalos de $-10 < q < 10$ com incremento de 0,5.

As medidas que apresentam uma distribuição multifractal também podem ser caracterizadas por mais outras duas funções de escalonamento, $f(\alpha)$ e α_q que são definidas como funções implícitas de q . Assim, em primeiro lugar, para uma medida multifractal, em cada intervalo i -ésia de tamanho δ , a função de probabilidade de massa $\mu_i(\delta)$, tem a seguinte propriedade de escalonamento:

$$\mu_i(\delta) \sim \delta^{\alpha_i} \quad (11)$$

onde α_i é o expoente de Hölder ou expoente de Lipschitz-Hölder ou ainda expoente de singularidade “grosseiro”, que quantifica a importância das singularidades da medida de uma variável em cada um dos segmentos i , portanto, pode ser considerado como um índice de aglomeração ou concentração da medida.

Em segundo lugar, para medidas com distribuição multifractal, o número N_α de segmentos, de tamanho δ e com um mesmo valor de expoente de Hölder, α , aumenta à medida que δ diminui, de acordo com a seguinte relação de potência:

$$N_\alpha(\delta) \sim \delta^{-f(\alpha)} \quad (12)$$

onde, o expoente $f(\alpha)$ é uma função contínua de escalonamento para todos os pontos que apresentam um mesmo valor de α denominada espectro de singularidade.

A função expoente de massa $\tau(q)$ também está relacionada com a diferença entre o expoente de Hölder α_q e o expoente de $f(\alpha)$ conforme a seguinte equação:

$$\tau(q) = \alpha_q - f(\alpha_q) \quad (13)$$

Mediante a transformação de Legendre (Everstz e Mandelbrot, 1992) podem ser calculadas as funções de escala $f(\alpha)$ e α da seguinte maneira:

$$\tau(q) = \alpha q - f(\alpha) \quad (14)$$

$$\alpha q = d \tau(q) / dq \quad (15)$$

Usando o método de Legendre os resultados podem estar sujeitos a erros significativos nos cálculos de $f(\alpha)$ e α quando os momentos são negativos (-q), para a estimativa de $f(\alpha)$ e α , o qual também dependerá do dimensionamento da função de partição modificada $\chi(q, \delta)$ sustentada nas contribuições individuais dos segmentos.

O espectro de singularidade $f(\alpha)$ foi determinado segundo metodologia proposta por Chhabra e Jensen (1989). Esse processo baseia-se na quantidade $\mu_i(q, \delta)$ que corresponde a contribuição individual dos segmentos da função de partição, sendo definida como:

$$\mu_i(q, \delta) = \mu_i^q(\delta) / \sum_1^{n(\delta)} \mu_i^q(\delta) \quad (16)$$

Para as medidas multifractais, a função de probabilidade de massa dentro de cada segmento, $\mu_i(\delta)$, também aumenta com o tamanho do segmento, δ , com: $\mu_i(\delta) \propto \delta^{-\alpha_i}$ onde $\alpha_i = -\log \mu_i(\delta) / \log \delta$ é o Lipschitz-Hölder ou expoente grosseiro de singularidade caracterizando uma propriedade peculiar de escala em cada segmento i . O expoente de Hölder pode ser interpretado como o grau de concentração da medida μ . Por outro lado, o número $N_\alpha(\delta)$ de segmentos de tamanho δ , possuem um expoente grosseiro de singularidade igual a α que

aumenta com a redução de δ seguindo uma lei de potência: $N(\alpha) \delta^{-f(\alpha)}$ onde o expoente $f(\alpha)$ é uma função contínua denominada espectro de singularidade.

O espectro de singularidade $f(\alpha)$ foi determinado segundo metodologia proposta por Chhabra e Jensen (1989). Esse processo baseia-se na quantidade $\mu_i(q, \delta)$ que corresponde a contribuição individual dos segmentos da função de partição sendo definida como:

$$\mu_i(q, \delta) = \mu_i^q(\delta) / \sum_1^{n(\delta)} \mu_i^q(\delta) \quad (17)$$

Então, usando um conjunto de números reais $-\infty < q < \infty$, as funções α_q e $f(\alpha)$ podem ser estimadas como:

$$f[\alpha(q)] \propto \frac{\sum_{i=1}^{N(\delta)} \mu_i(q, \delta) \log[\mu_i(q, \delta)]}{\log \delta} \quad (18)$$

$$\alpha(q) \propto \frac{\sum_{i=1}^{N(\delta)} \mu_i(q, \delta) \log[\mu_i(\delta)]}{\log \delta} \quad (19)$$

A plotagem de $f(\alpha)$ contra α_q resulta no espectro de singularidade que apresenta curva definida por uma parábola com concavidade voltada para baixo onde os valores de α_q aumentam com a heterogeneidade das medidas (Vidal Vázquez et al., 2013). Os valores do expoente de singularidade mínimo (α_{\min}) no intervalo α_0 até α_{\min} corresponde a regiões com maior concentração da medida enquanto os valores do expoente de singularidade máxima (α_{\max}) no intervalo α_{\max} até α_0 corresponde a regiões com medidas de baixa frequência. O gráfico $f(\alpha)$ contra α_q é reduzido para 1 ponto no tipo de escalonamento fractal. No presente estudo $f(\alpha)$ e α_q foram computados entre $-5 < q < 10$ com incremento de 0,5.

2.8. ANÁLISE MULTIFRACTAL CONJUNTA

A análise multifractal conjunta pode ser vista como uma extensão da análise multifractal simples. A multifractal conjunta retrata a heterogeneidade ou multifractalidade entre dois atributos amostrados nos mesmos pontos ao longo de um transecto ou suporte espacial (Meneveau et al., 1990; Kravchenko et al., 2000; Zeleke e Si, 2006; Silva et al., 2021). O primeiro passo da análise multifractal conjunta consiste em dividir o transecto onde se encontra as variáveis de estudo p e r que são divididas em segmentos de tamanho δ empregando-se o método da contagem de caixas. Em segundo lugar, as funções normalizadas da probabilidade de massa foram calculadas para as duas variáveis de interesse. No presente estudo foram definidas a emissão total de CO₂ ($\rho_i(\delta)$) frente a cada um dos demais atributos do solo ($r_i(\delta)$), sendo que os pares das variáveis foram amostrados no mesmo transecto. Ainda, o expoente local de singularidade ou expoente de Hölder para as variáveis de estudo são definidos como α e β e apresentam a seguinte relação de escala: $\rho_i(\delta) \approx (\delta)^\alpha$ e $r_i(\delta) \approx (\delta)^\beta$. Em terceiro lugar, foi determinada a função de partição da conjunta normalizada $\mu_i(q,t,\delta)$ para as distribuições de probabilidade de $\rho_i(\delta)$ e $r_i(\delta)$, ponderada pelos números reais q e t pela equação:

$$\mu_i(q, t, \delta) = \frac{[\rho_i(\delta)]^q [r_i(\delta)]^t}{\sum_{i=1}^{n(\delta)} [\rho_i(\delta)]^q [r_i(\delta)]^t} \quad (20)$$

onde q e t são números reais representando os momentos de ordem e (δ) é escala.

Em quarto lugar, foram calculados os índices locais de escalamento ou singularidade $\alpha(q,t)$ e $\beta(q,t)$ que correspondem as variáveis $\rho_i(\delta)$ e $r_i(\delta)$ e foram calculados de acordo com a contribuição dos i -ésimo intervalos dos segmentos individuais (Ji et al., 2016) segundo as equações:

$$\alpha(q, t) = \frac{\sum_{i=1}^{n(\delta)} [\mu_i(q,t,\delta) \cdot \log \rho_i(\delta)]}{\log N(\delta)} \quad (21)$$

$$\beta(q, t) = \frac{\sum_{i=1}^{n(\delta)} [\mu_i(q, t, \delta)] \cdot \log r_i(\delta)}{\log N(\delta)} \quad (22)$$

O quinto passo consiste na determinação do espectro multifractal conjunto da distribuição de duas variáveis $f(\alpha, \beta)$, que é definida a partir da relação de escalamento:

$$N_\varepsilon(\alpha, \beta) d\alpha d\beta \propto (\varepsilon)^{-f(\alpha, \beta)} d\alpha d\beta \quad (23)$$

onde: $N_\varepsilon(\alpha, \beta) d\alpha d\beta$ é o número de segmentos de tamanho ε , com valores de α no intervalo de $\alpha \pm d\alpha$ e os valores de β no intervalo de $\beta \pm d\beta$. A dimensão da joint $f(\alpha, \beta)$ onde $\alpha(q, t)$ e $\beta(q, t)$ são os expoentes locais médios são mensurados pela seguinte equação:

$$f(\alpha, \beta) = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \frac{\sum_{i=1}^{n(\varepsilon)} [\mu_i(q, t, \varepsilon)] \cdot \log \mu_i(q, t, \varepsilon)}{\log \varepsilon} \quad (24)$$

O espectro da joint multifractal resulta da plotagem de dimensão da joint $f(\alpha, \beta)$ versus os índices de singularidade $\alpha(q, t)$ e $\beta(q, t)$. Este gráfico descreve em diferentes níveis de intensidade de uma variável em relação a diferentes níveis de intensidade de outra variável (Biswas et al., 2012; Bertol et al., 2017).

As análises multifractal e multifractal conjunta foram realizadas no programa R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2018).

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na Tabela 1 são apresentados os resultados da estatística descritiva dos atributos avaliados. No SSP observou-se maiores valores ($p < 0,05$) de emissão total de CO_2 ($2,91 \text{ Mg C-CO}_2 \text{ ha}^{-1}$) quando comparado ao sistema PDr ($2,17 \text{ Mg C-CO}_2 \text{ ha}^{-1}$). As maiores taxas de ET observadas no SSP podem ser atribuídas aos maiores valores de estoque de carbono (EC) encontradas nessa área, uma vez que, o carbono é a principal fonte de decomposição da atividade microbiana do solo e essa decomposição resulta na produção de CO_2 (Lal 2009; Smith et al., 2018). Além disso, verificou-se, por meio do grau de humificação da matéria orgânica do solo (H_{LIFS}) que no SSP o carbono está mais prontamente disponível à atividade dos microrganismos visto que os valores de H_{LIFS} ($1166,26 \text{ ua}$) nesse uso do solo foram menores quando comparados àqueles observados na PDr ($3949,17 \text{ ua}$). Por meio da constante de decaimento do carbono no solo (fator k), que expressa a razão entre a emissão de CO_2 e o estoque de carbono do solo, indicando assim o tempo de permanência do carbono no solo, observa-se que apesar do SSP apresentar as maiores taxas de emissões de CO_2 , ocorre maior perda de carbono na PDr, visto que, nesse uso do solo observou-se maiores valores de fato k ($0,11 \text{ dia}^{-1}$) quando comparado ao SSP ($0,07 \text{ dia}^{-1}$).

Com relação aos atributos físicos das áreas de estudo, a PDr apresentou maiores valores de D_s ($1,59 \text{ g dm}^{-3}$) assim como maior macroporosidade ($0,18 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$) em relação ao SSP. Os maiores valores de D_s observados na PDr podem ser um reflexo do pisoteio dos animais durante o pastejo na área de estudo. Com relação a macroporosidade, na PDr ela pode ser maior devido a textura mais arenosa desse área, pois segundo Reinert e Reichert (2006), solos arenosos tendem a apresentar maiores valores de macroporosidade. Estudo conduzidos por Novarra et al. (2012), encontraram em solos com valores de densidade igual a $1,5 \text{ g cm}^{-3}$ em solo arenoso menores valores de emissão de CO_2 ; essa condição é semelhante a área de PDr.

A porosidade livre de água (PLA) e a microporosidade foram maiores no SSP ($16,76\%$; $0,43 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$). Sob essas condições a entrada de O_2 e consequentemente a movimentação de ar no solo é favorecida o que implica no aumento da atividade microbiana resultando assim no aumento da emissão de CO_2 (Moitinho et al., 2015). Ainda, Neira et al. (2015) afirmam que a transferência

de O₂ no solo ocorre por difusão e que esta é influenciada pela textura, estrutura, porosidade e conteúdo de água no solo. Almeida et al. (2018) observaram em áreas de cana de açúcar com PLA acima de 18% uma redução na captação de O₂, porém aumento na emissão de CO₂ sob essas condições de porosidade. Ainda, nos estudos de Vicentini et al. (2019) em áreas de reflorestamento, esses autores observaram que as áreas com solos em melhores condições estruturais apresentaram maiores emissões de CO₂.

O solo no SSP apresentou uma textura mais argilosa (623,69 g kg⁻¹) assim como maiores valores de susceptibilidade magnética (SM) (54,95×10⁻⁸ m³ kg⁻¹) em relação ao solo da PDr (121,92 g kg⁻¹, 0,02 ×10⁻⁸ m³ kg⁻¹). Esses resultados corroboram com aqueles observados nos estudos de Camargo et al. (2014) e Leal et al. (2015) que observaram maiores valores de SM em solos de textura mais argilosa. Segundo Roscoe e Buurman (2000), solos de textura mais argilosa com predomínios de óxidos de ferro em sua composição mineralógica favorecem a estabilidade do carbono devido as ligações organominerais entre os óxidos e a matéria orgânica afetando assim a dinâmica dos microrganismos do solo e, conseqüentemente, a emissão de CO₂ no solo. Estudos realizados por Leal et al. (2015) encontraram relação positiva entre a SM e a FCO₂. Segundo esses autores, compartimentos onde os valores de SM são altos tendem a apresentar maior porosidade favorecendo assim a saída de CO₂ do solo. Em seus estudos, Bahia et al. (2014) e Bahia et al. (2015) observaram correlações positivas entre os óxidos de ferro e a emissão de CO₂ em área de cana de açúcar. Segundo esses autores, a correlação positiva pode ser atribuída aos efeitos dos óxidos de ferro nos atributos do solo relacionados a emissão de CO₂.

O coeficiente de variação (CV) é um bom indicativo da variabilidade apresentada por um atributo e para o presente estudo o critério de classificação adotado para o CV foi o proposto por Warrick e Nielsen (1980). Esses autores afirmam que valores de CV de até 12% sugerem baixa variabilidade dos atributos, enquanto média variabilidade é observada quando os valores de CV encontram-se entre 12 e 24%; por outro lado, atributos com CV superiores a 24% apresentam alta variabilidade. Assim, na pastagem degradada, observou-se em ordem decrescente os seguintes atributos: SM (29,08%), micro (11,5%), H_{LIFS} (7,76%), ET (6,59%), macro (4,5%), teor de argila (3,2%), fator k (2,97%), EC (2,45), Ds (0,85%), PLA (0,82%), Us (0,77%) e Ts (0,35%). No SSP em ordem

decrecente observou-se os seguintes atributos: macro (14,51%), H_{LIFS} (10,61%), fator k (9,2%), ET (7,58%), EC (5,23%), PLA (2,9%), Ds (2,74%), Us (2,68%), micro (2,39%), Ts (2,22%), SM (1,43%) e teor de argila (1,42%).

Assim, na PDr a maior variabilidade foi observada para a SM. Esse resultado corrobora com aquele observado por Siqueira et al. (2016) que observaram alta variabilidade da susceptibilidade magnética, assim como Camargo et al. (2014) que observaram alta variabilidade espacial da SM em solos oriundos de um arenito como o do presente estudo na área da PDr.

Com relação ao SSP a macroporosidade foi o atributo que apresentou maior variabilidade corroborando com os resultados apresentados por Megda et al. (2008) que observaram média variabilidade (12,4%) para a macroporosidade na região de Selvíria, MS.

Tabela 1. Estatística descritiva da emissão total de CO₂ e atributos do solo nas áreas de pastagem degradada (PDr) e sistema silvipastoril (SSP) na camada de 0,00-0,10 m.

Atributos	PDr							SSP						
	Média	EPM	Min	Máx	Ass	Curt	CV	Média	EPM	Min	Máx	Ass	Curt	CV
ET (Mg C-CO ₂ ha ⁻¹)	2,17 b	0,0127	1,97	2,48	0,32	-1,10	6,59	2,91 a	0,0195	2,56	3,29	0,22	-1,14	7,58
EC (Mg ha ⁻¹)	18,80 b	0,0408	17,42	19,59	-1,11	0,44	2,45	40,11 a	0,1856	35,54	43,43	-0,61	-0,47	5,23
Fator k (dia ⁻¹)	0,11 a	0,0003	0,10	0,11	-2,41	3,86	2,97	0,07 b	0,0006	0,06	0,09	-0,55	-0,37	9,20
H _{LIFS} (ua)	3949,17 a	27,0940	3550,22	4711,74	0,22	-1,12	7,76	1166,26 b	10,9321	944,48	1383,45	-0,05	-1,09	10,61
Us (%)	11,87 b	0,0081	11,72	12,11	-0,47	-0,53	0,77	17,28 a	0,0410	16,31	18,37	0,35	0,09	2,68
Ts (°C)	23,80 a	0,0073	23,64	23,94	-0,33	-1,01	0,35	19,05 b	0,0374	18,02	19,79	-0,76	-0,04	2,22
Argila (g kg ⁻¹)	121,92 b	0,3446	117,39	130,56	0,67	-0,95	3,20	623,69 a	0,7853	607,31	646,27	-0,29	-0,55	1,42
Ds (g dm ⁻³)	1,59 a	0,0012	1,53	1,61	-1,71	4,00	0,85	1,22 b	0,0030	1,08	1,26	-2,14	5,54	2,74
Macro (m ³ m ⁻³)	0,18 a	0,0007	0,17	0,21	1,02	1,73	4,50	0,10 b	0,0012	0,07	0,13	0,32	0,04	14,51
Micro (m ³ m ⁻³)	0,17 b	0,0018	0,14	0,19	-0,47	-1,53	11,5	0,43 a	0,0009	0,41	0,45	0,57	-0,23	2,39
PLA (%)	11,51 b	0,0083	11,33	11,71	0,13	-1,05	0,82	16,76 a	0,0430	15,83	17,88	0,55	-0,07	2,90
SM (10 ⁻⁸ m ³ kg ⁻¹)	0,02 b	0,0004	0,01	0,02	-0,63	-1,63	29,08	54,95 a	0,0696	53,93	56,59	0,59	-1,00	1,43

N=128; médias seguidas pela mesma letra não diferem entre si pelo teste t de student a 5% de probabilidade. ET: emissão total de CO₂ no solo; EC: estoque de carbono; Fator k: constante de decaimento do carbono no solo; H_{LIFS}: grau de humificação da matéria orgânica do solo, Ts: temperatura do solo; Us=umidade do solo; Ds: densidade do solo; Macro: macroporosidade do solo; Micro: microporosidade do solo; PLA: porosidade livre de água; SM: susceptibilidade magnética do solo.

Uma medida apresenta comportamento fractal quando o gráfico de função de partição para momentos sucessivos pode ser ajustado por uma lei de potência (Evertz e Mandelbrot, 1992). Assim, inicialmente, um gráfico entre uma medida normalizada $\chi(\theta, \delta)$ versus uma medida de escala (δ) foram plotados para examinar todos os momentos estatísticos de interesse para verificar se os atributos avaliados seguem uma lei de potência escalamento. Segundo Evertz e Mandelbrot (1992), se para todos os momentos usados a função de partição obedece uma lei de potência, ou seja, se a relação entre *log-log* e a distância é linear (Biswas et al., 2012) considera-se então que a distribuição das variáveis segue escalamento que pode originar um padrão fractal ou multifractal. Assim, todas as variáveis em ambas as áreas de estudo apresentaram escalamento visto que a relação entre $\chi(q, \delta)$ versus $\log \delta$ tem comportamento linear (Figura 6 e Anexo 1).

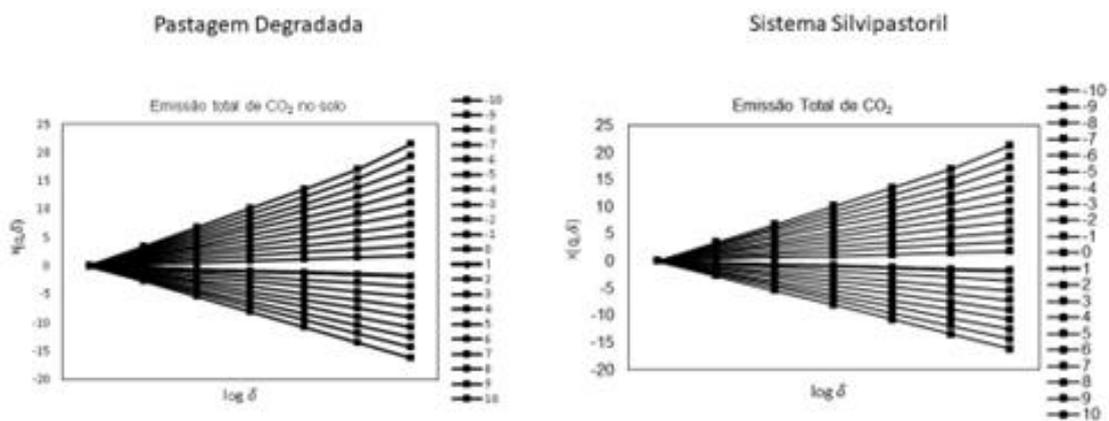


Figura 5. Gráficos da função de partição da emissão de CO₂ nas áreas de pastagem degradada e sistema silvopastoril.

Assim, D_0 que é conhecida como a dimensão de capacidade para um suporte unidimensional, onde, $D_0=1$ indica que cada segmento apresenta um objeto, fornecendo dessa maneira informações médias sobre o sistema (Gouyet, 1996; Viscek, 1992); D_1 é denominada dimensão de entropia e fornece informações sobre como a heterogeneidade muda em uma certa gama de escalas (Silva et al., 2021); D_2 que é a dimensão de correlação pois está associada matematicamente a relação entre valores a grandes distâncias (Grassberg, 1983). Assim quando os valores dessas dimensões são similares, isto é, $D_0=D_1=D_2$ considera-se que os atributos apresentam escala monofractal; por outro lado se os valores de $D_0>D_1>D_2$ considera-se que os atributos apresentam escala multifractal (Zelege e Si, 2006; Biswas et al., 2012). Ainda, quanto mais próximos os valores das dimensões considera-se que a estrutura será mais homogênea enquanto dimensões com valores iguais a estrutura é considerada monofractal. Se os valores dessas três dimensões são muito próximos mas não são iguais alguns autores como Vidal Vázquez et al. (2008) afirmam que nessa condição temos uma escala quase monofractal.

Nesse sentido, tanto as variáveis na pastagem degradada quanto aquelas no sistema silvipastoril apresentam comportamento multifractal visto os valores de $D_0>D_1>D_2$ (Tabela 2), porém a multifractalidade da escala é bem fraca tendendo a uma estrutura quase monofractal, visto que a diferença entre os valores somente é observada na terceira casa de aproximação. Esse comportamento pode ser atribuído a suavização dos mapas dos atributos pela técnica da krigagem ordinária. Teixeira et al. (2011), ao compararem o método da krigagem ordinária e da simulação gaussiana na produção de mapas observaram que os mapas gerados a partir da krigagem ordinária apresentaram mapas mais suavizados do que o método da simulação gaussiana. A dimensão de entropia (D_1) é um bom índice para demonstrar o grau de heterogeneidade da distribuição espacial de uma medida, onde valores de D_1 próximos da unidade indicam uma distribuição mais homogênea da medida entre as escalas (Zelege e Si, 2006; Rodríguez-Lado e Lado, 2017) enquanto baixos valores de D_1 sugerem alta variabilidade espacial (Guan et al., 2011). Assim, os resultados indicam que os atributos avaliados tanto na área de PDr quanto na área de SSP apresentaram uma distribuição mais homogênea visto que os valores de D_1 estão próximos a 1, caracterizando assim uma distribuição tendendo a

monofractalidade (Vidal Vázquez et al., 2013). Em adição, baixos valores de D_1 indicam o domínio de variabilidade a longas distâncias enquanto os maiores valores de D_1 são indicativos de domínio da variabilidade a distâncias menores (Wang et al., 2019). Além disso, os mesmos autores afirmam que o domínio da variabilidade a curtas distâncias é influenciada pela variabilidade de micro regiões; em contrapartida, o domínio da variabilidade a longas distâncias pode ser atribuída principalmente a variabilidade de fatores como topografia e clima e sob essas condições os efeitos promovidos pela variabilidade de curtas distâncias pode ser ignorado (Eghball et al., 2003; Liu et al., 2010). Dessa maneira, os resultados observados na pastagem degradada e no sistema silvipastoril indicam que o comportamento das variáveis em estudo pode ser atribuído a presença de uma zona específica nessas áreas que pode estar influenciando o comportamento das variáveis, visto que a multifractalidade observada foi baixa tendendo a um comportamento monofractal. Outra observação que pode ser relevante em relação aos resultados até aqui observados seria a distância de amostragem adotada nas áreas, 1 metro entre os pontos, pois, segundo Burrough (1983), a variabilidade a distâncias curtas pode ser atribuída ao processo de intemperismo da rocha, atividade microbiológica e micro relevo. Ainda, a variabilidade espacial em pequenas distâncias pode ser atribuída a sistemas agrícolas com baixo ou nenhum revolvimento do solo e presença de vegetação cobrindo o mesmo (Mariotti et al., 1997; Goovaerts, 1998) essas condições retratam as áreas do presente estudo.

A diferença entre a dimensão de capacidade e a dimensão de correlação (D_0-D_2) comumente é usado como um índice de multifractalidade (Tabela 2). Quando o valor da diferença entre D_0 e D_2 for menor que 0,01 considera-se que a variabilidade espacial do atributo em estudo apresenta comportamento multifractal fraco (Vidal Vázquez et al., 2013; Dafonte et al., 2015). Nesse contexto, na PDr observou-se que as variáveis apresentaram uma redução nos valores de D_0-D_2 na seguinte ordem: SM (0,0062), micro (0,0036), H_{LIFS} (0,0026), ET (0,0018), macro (0,0014), fator k e teor de argila (0,0009), Us, Ds e EC (0,0009), PLA e Ts (0,0008). No SSP a seguinte ordem foi observada para os valores de D_0-D_2 dos atributos do solo: Macro (0,0064), H_{LIFS} (0,0036), fator k (0,0030), ET (0,0023), EC (0,0014), Ds (0,0011), Ts, Us, micro, PLA (0,0010), SM e teor de argila (0,0009). Esses resultados apresentados para D_0-D_2

corroboram com aqueles observados para D_1 indicando assim que as áreas de estudo apresentam baixa heterogeneidade. Esse fato pode ser atribuído a ausência de preparo do solo uma vez que após a implantação do sistema silvipastoril que ocorreu a mais de 32 anos não houve revolvimento do solo nessa área assim como na pastagem degradada onde a ausência de preparo do solo perdura desde 1989 quando houve desmatamento para a sua formação (29 anos).

A amplitude do espectro da dimensão generalizada ($w = D_{\text{máx}} - D_{\text{mín}}$) nos indica o grau de heterogeneidade das escalas observadas para os atributos em estudo, uma vez que quanto maior esse índice maior será a heterogeneidade das escalas da variabilidade espacial observadas nos atributos de estudo (Tomillo et al., 2020; Silva et al., 2021). Assim, pelos valores observados de w nota-se que a SM apresenta maior variabilidade na PDr (0,1687) em relação ao SSP (0,0470); enquanto no SSP a macroporosidade e o fator k (0,0708; 0,0874) apresentaram maior variabilidade espacial devido aos maiores valores de w observados em relação a PDr (macro=0,0491; fator k =0,0430). Quando comparamos esses valores com aqueles observados pelo CV nota-se que os valores observados para a SM na PDr e os valores apresentados pela macroporosidade no SSP que foram as variáveis que apresentaram maior variabilidade segundo os valores observados para o CV observa-se que essas variáveis apresentaram alta variabilidade segundo os valores observados pelo índice w . Contudo, os valores do índice w foram mais precisos para captar a variabilidade dos demais atributos se comparamos aos valores destes com aqueles observados pelo CV. Esse resultado também foi observado por Tomillo et al. (2020) e Silva et al. (2021). Segundo esses autores o índice w é mais preciso para captar a variabilidade espacial visto que para o seu cálculo são considerados múltiplas escalas enquanto o CV considera somente a escala de observação.

Tabela 2. Parâmetros multifractais obtidos a partir do gráfico da dimensão generalizada nas áreas de pastagem degradada (PDr) e sistema silvipastoril (SSP).

	PDr							
	D ₁	D ₂	D _{máx}	D _{mín}	w	D ₀ -D ₂	D _{máx} -D ₀	D ₀ -D _{mín}
ET	0,9990 ± 1 E-04	0,9982 ± 2E-04	1,0587 ± 231E-04	0,9942 ± 14E-04	0,0645	0,0018	0,0587	0,0058
EC	0,9995 ± 1 E-04	0,9991 ± 2E-04	1,0393 ± 189 E-04	0,9976 ± 2E-04	0,0417	0,0009	0,0393	0,0024
Fator k	0,9994 ± 1 E-04	0,9990 ± 2E-04	1,0406 ± 193 E-04	0,9976 ± 2E-04	0,0430	0,0010	0,0406	0,0024
H_{LIFS}	0,9986 ± 1 E-04	0,9974 ± 3E-04	1,0629 ± 226E-04	0,9910 ± 16E-04	0,0719	0,0026	0,0629	0,0090
Ts	0,9995 ± 1 E-04	0,9992 ± 2E-04	1,0419 ± 201E-04	0,9982 ± 2E-04	0,0436	0,0008	0,0419	0,0018
Us	0,9995 ± 1 E-04	0,9991 ± 2E-04	1,0437 ± 206E-04	0,9982 ± 1E-04	0,0455	0,0009	0,0437	0,0018
Argila	0,9994 ± 1 E-04	0,9990 ± 2E-04	1,0365 ± 178E-04	0,9970 ± 4E-04	0,0395	0,0010	0,0365	0,0030
Ds	0,9995 ± 1 E-04	0,9992 ± 2E-04	1,0417 ± 200E-04	0,9982 ± 2E-04	0,0436	0,0009	0,0417	0,0018
Macro	0,9992 ± 1 E-04	0,9986 ± 2E-04	1,0445 ± 201E-04	0,9954 ± 4E-04	0,0491	0,0014	0,0445	0,0046
Micro	0,9981 ± 3E-04	0,9964 ± 6E-4	1,0390 ± 111E-04	0,9884 ± 31E-04	0,0506	0,0036	0,0390	0,0116
PLA	0,9995 ± 1 E-04	0,9992 ± 2E-04	1,0430 ± 204E-04	0,9982 ± 1E-04	0,0448	0,0008	0,0430	0,0018
SM	0,9966 ± 25E-4	0,9938 ± 46E-04	1,1387 ± 221E-04	0,9700 ± 128E-04	0,1687	0,0062	0,1387	0,0166
	SSP							
ET	0,9988 ± 1E-04	0,9977 ± 1E-04	1,0525 ± 201E-04	0,9917 ± 11E-04	0,0608	0,0023	0,0155	0,0083
EC	0,9992 ± 1E-04	0,9986 ± 2E-04	1,0370 ± 166E-04	0,9952 ± 3E-04	0,0418	0,0014	0,0098	0,0049
Fator k	0,9984 ± 3E-04	0,9970 ± 6E-04	1,0806 ± 270E-04	0,9888 ± 28E-04	0,0874	0,0030	0,0231	0,0112
H_{LIFS}	0,9980 ± 2E-02	0,9964 ± 5E-04	1,0703 ± 216 E-04	0,9873 ± 26E-04	0,0830	0,0036	0,0237	0,0127
Ts	0,9994 ± 1E-04	0,9990 ± 2E-04	1,0458 ± 210 E-04	0,9978 ± 1E-04	0,0480	0,0010	0,0115	0,0022
Us	0,9994 ± 1E-04	0,9990 ± 2E-04	1,0408 ± 196 E-04	0,9973 ± 3E-04	0,0436	0,0010	0,0101	0,0027
Argila	0,9995 ± 1E-04	0,9991 ± 2E-04	1,0468 ± 214 E-04	0,9981 ± 4E-05	0,0488	0,0009	0,0118	0,0019
Ds	0,9994 ± 1E-04	0,9989 ± 2E-04	1,0444 ± 200 E-04	0,9973 ± 2E-04	0,0471	0,0011	0,0113	0,0027
Macro	0,9968 ± 3E-04	0,9936 ± 2E-04	1,0415 ± 62 E-04	0,9707 ± 40E-04	0,0708	0,0064	0,0184	0,0293
Micro	0,9994 ± 1E-04	0,9990 ± 6E-04	1,0462 ± 212 E-04	0,9974 ± 2E-04	0,0488	0,0010	0,0117	0,0026
PLA	0,9994 ± 1E-04	0,9990 ± 2E-04	1,0413 ± 197 E-04	0,9971 ± 4E-04	0,0442	0,0010	0,0103	0,0029
SM	0,9995 ± 1E-04	0,9991 ± 2E-04	1,0450 ± 209 E-04	0,9981 ± 1E-04	0,0470	0,0009	0,0112	0,0019

w= largura do gráfico da dimensão generalizada (D_{máx} – D_{mín})

Os gráficos da dimensão generalizada expressam a relação entre Dq e q e são apresentados na Figura 7. O formato dos gráficos indica que as variáveis, em ambas áreas de estudo, apresentam comportamento multifractal visto que, os gráficos apresentam curvas em formato sigmoide. Segundo Rodríguez-Lado e Lado (2017), valores de Dq ao lado esquerdo correspondem a momentos q negativos enquanto valores de Dq ao lado direito do gráfico correspondem a momentos q positivos. Observa-se que nas duas áreas de estudo houve maior concentração de valores de Dq ao lado esquerdo do gráfico, indicando assim que a variabilidade espacial nas áreas está sendo explicada pelos valores mínimos dos atributos. Esses resultados estão consistentes com os valores de $D_{\text{máx}}-D_0$ (Tabela 2), uma vez que estes foram superiores aos valores de $D_0-D_{\text{mín}}$ indicando a maior variabilidade espacial nos valores mínimos dos atributos.

A partir do espectro de singularidade (Figura 8) foram extraídos os parâmetros α_0 , $\alpha_{\text{mínimo}}$, $\alpha_{\text{máximo}}$, $\Delta\alpha$, α_E , α_D (Tabela 3). Os atributos do solo apresentam variabilidade na sua distribuição quando o espectro de singularidade for assimétrico, isto é, a rama do lado direito e do lado esquerdo apresentam comprimentos diferentes (San José Martínez et al., 2009; Wang et al., 2019). O espectro de singularidade descreve as propriedades de escala que são usadas para a medida de uma variável (Biswas et al., 2012; Bertol et al., 2017). Segundo esses autores, as informações oriundas do espectro permitem um exame das propriedades locais da escala das variáveis do solo. A largura do espectro, descrita pelo $\Delta\alpha$, permite analisar o grau de heterogeneidade das escalas locais. Assim, quanto maior o valor de $\Delta\alpha$ maior será a heterogeneidade na distribuição das variáveis. O expoente de Holder (α_0), outro parâmetro oriundo do espectro de singularidade, também é usado para descrever a heterogeneidade de uma medida, onde altos valores de α_0 indicam alta heterogeneidade da medida de uma variável específica (Bertol et al., 2017).

Nas duas áreas de estudo observou-se que as variáveis apresentaram valores de α_0 acima de um indicando alta heterogeneidade na sua medida (Tabela 3). No SSP a macroporosidade (1,0033), fator k (1,0018) e H_{LIFS} (1,0021) apresentaram valores de α_0 maiores em relação a PDr indicando um comportamento mais heterogêneo nessa área. Por outro lado a SM e a microporosidade foram mais heterogêneas na PDr em relação ao SSP devido aos maiores valores de α_0 observados (1,0037 e 1,0020, respectivamente). Para

os valores de $\Delta\alpha$, foi observado que a SM apresentou maior heterogeneidade na PDr pois apresentou maior valor de $\Delta\alpha$ em relação a SSP; contudo, as variáveis fator k, H_{LIFS} e macroporosidade apresentaram maior grau de heterogeneidade no SSP. As variáveis fator k e H_{LIFS} estão diretamente relacionadas ao carbono do solo; o fator k é um indicativo do tempo de permanência do carbono no solo e o H_{LIFS} nos traz informações a respeito do grau de humificação da matéria orgânica do solo, ou seja, quanto disponível esse carbono estará para a atividade microbiana do solo. Uma das características que o SSP apresenta é a adição regular de material orgânico ao solo (Nair et al., 2010), que ocorre pela decomposição de folhas, raízes e ramos das árvores (Lorenz e Lal, 2014; López-Santiago et al., 2019) o que faz com que sistemas como o silvipastoril apresentem aumento no acúmulo de carbono tanto nas plantas como nos solos (Lorenz e Lal, 2014). Assim, o tempo de decomposição desse material orgânico por parte dos microrganismos do solo pode estar influenciando o comportamento da variabilidade do fator k e H_{LIFS} no SSP. A maior variabilidade da macroporosidade observada no SSP também pode ser um reflexo da adição de material orgânico ao solo, visto que a macroporosidade é influenciada pelo teor de matéria orgânica do solo (Xu et al., 2020).

A diferença na heterogeneidade da SM observada entre a PDr e a SSP pode ser devido ao material de origem do solo na SSP e maior teor de argila observados nessa área também. Solos originados de basalto como o do SSP apresentam altos valores de SM (Ayoubin e Adnam, 2019) e normalmente a SM nestes solos está relacionada a presença do mineral magnetita (Silva et al., 2010) que apresenta alta resistência ao intemperismo pois são oriundas do material de origem (Barrón e Torrent, 2002) refletindo assim em um comportamento menos heterogêneo da SM como o observado no presente estudo para o sistema silvipastoril.

Os gráficos do espectro de singularidade (Figura 8) apresentam formato de uma parábola côncava quando as variáveis apresentam comportamento multifractal; em casos de monofractalidade apenas um ponto é formado no gráfico. Assim, a Figura 8 indica que as variáveis em estudo em ambas áreas experimentais apresentam comportamento multifractal uma vez que os espectros apresentam o formato de uma concavidade. Segundo Vidal Vázquez et al. (2013), o espectro de singularidade traz informações sobre a

heterogeneidade dos dados assim como a sua assimetria. Ainda, segundo esses autores, o domínio de valores extremos ou altos nas medições está relacionado ao alongamento da rama esquerda ($q > 0$) enquanto um alongamento maior da rama do lado direito está relacionada a valores baixos nas medições ($q < 0$).

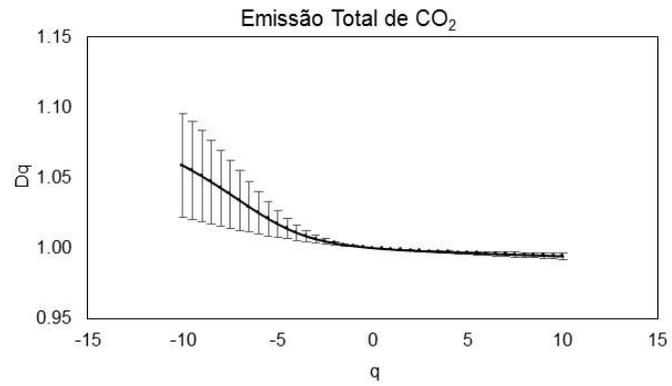
Observou-se ainda que somente a macroporosidade no SSP apresentou distribuição de valores altos uma vez que para essa variável o espectro de singularidade apresentou um alongamento da rama esquerda (Figura 8). Esse comportamento pode estar relacionado ao sistema radicular das braquiárias e aroeiras uma vez que os sistemas radiculares se desenvolvem na macroporosidade do solo contribuindo assim para o aumento desta (Deurer et al., 2009). Contudo, as demais variáveis, em ambas áreas de estudo, apresentaram distribuição assimétrica com maior heterogeneidade concentrada em valores menores, pois o espectro de singularidade apresentou maior alongamento da rama direita (Figura 8). A susceptibilidade magnética apresentou maior variabilidade na sua distribuição na PDr visto que os valores de $\Delta\alpha$ foram maiores assim como o espectro foi mais amplo se comparado ao espectro do SSP. Esse comportamento pode ser um reflexo da diferença dos materiais de origem entre essas áreas. A susceptibilidade magnética reflete o conteúdo do ferro presente nos solos (Fontes et al., 2000) e este está diretamente relacionado ao material de origem do solo. Segundo Hanesch et al. (2001), a susceptibilidade magnética pode ser influenciada pelo material de origem do solo. O solo da PDr é oriundo de um arenito enquanto o solo do SSP origina-se de um basalto. Nesse sentido, solos mais intemperizados como o solo do SSP apresentam menor variabilidade visto que rochas basálticas são mais facilmente intemperizadas em relação as rochas areníticas uma vez que as últimas são compostas pelo quartzo (Lepsh, 2011), mineral altamente resistente ao intemperismo.

Tabela 3. Parâmetros do espectro de singularidade da emissão total de CO₂ e atributos do solo na área de pastagem degradada (PDr) e sistema silvopastoril (SSP) na camada de 0,00 - 0,10 m.

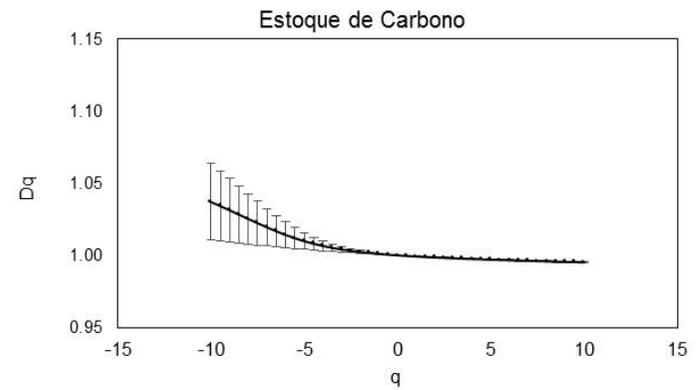
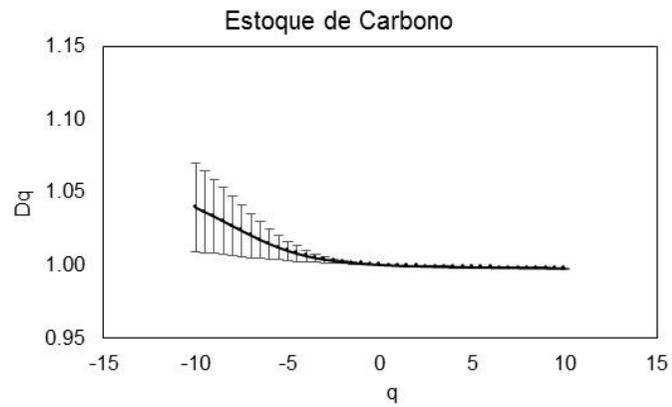
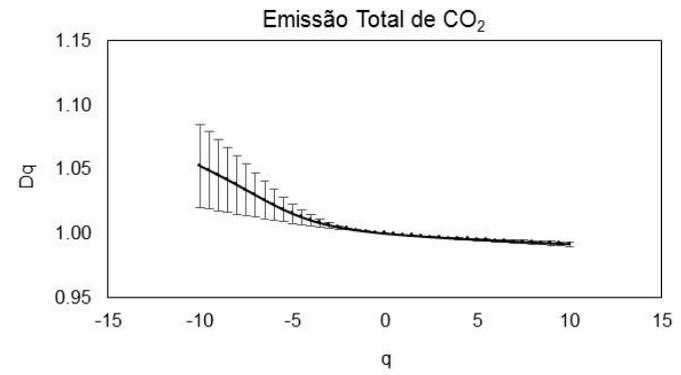
PDr						
	α_0	α_{\min}	α_{\max}	$\Delta\alpha$	α_E	α_D
ET	1,0012 ± 3E-04	0,9904 ± 41E-04	1,0597 ± 286E-04	0,0693	0,0107	0,0586
EC	1,0006 ± 3E-04	0,9966 ± 4E-04	1,0346 ± 241E-04	0,0380	0,0040	0,0340
Fator k	1,0007 ± 3E-04	0,9968 ± 3E-04	1,0363 ± 272E-04	0,0395	0,0039	0,0356
H_{LIFS}	1,0016 ± 2E-04	0,9853 ± 46E-04	1,0652 ± 384E-04	0,0798	0,0162	0,0636
Ts	1,0006 ± 3E-04	0,9978 ± 3E-04	1,0375 ± 288E-04	0,0397	0,0028	0,0369
Us	1,0006 ± 3E-04	0,9978 ± 2E-04	1,0397 ± 300E-04	0,0418	0,0028	0,0390
Argila	1,0007 ± 3E-04	0,9952 ± 9E-04	1,0315 ± 292E-04	0,0364	0,0055	0,0309
Ds	1,0006 ± 3E-04	0,9977 ± 3E-04	1,0374 ± 147E-04	0,0397	0,0029	0,0368
Macro	1,0009 ± 3E-04	0,9922 ± 9E-04	1,0410 ± 295E-04	0,0488	0,0087	0,0401
Micro	1,0020 ± 5E-04	0,9832 ± 87E-04	1,0387 ± 339E-04	0,0555	0,0188	0,0367
PLA	1,0006 ± 3E-04	0,9979 ± 2E-04	1,0389 ± 288E-04	0,0410	0,0028	0,0382
SM	1,0037 ± 16E-04	0,9780 ± 170E-04	1,0890 ± 300E-04	0,1110	0,0257	0,0853
SSP						
ET	1,0014 ± 2E-04	0,9861 ± 11E-04	1,0516 ± 311E-04	0,0655	0,0153	0,0502
EC	1,0009 ± 2E-04	0,9922 ± 34E-04	1,0327 ± 223E-04	0,0405	0,0087	0,0318
Fator k	1,0018 ± 5E-04	0,9806 ± 96E-04	1,0774 ± 426E-04	0,0968	0,0212	0,0756
H_{LIFS}	1,0021 ± 4E-04	0,9796 ± 72E-04	1,0765 ± 391E-04	0,0969	0,0225	0,0744
Ts	1,0007 ± 3E-04	0,9972 ± 7 E-04	1,0424 ± 314E-04	0,0452	0,0035	0,0417
Us	1,0007 ± 3E-04	0,9959 ± 8 E-04	1,0365 ± 276E-04	0,0406	0,0048	0,0358
Argila	1,0007 ± 3E-04	0,9976 ± 4E-04	1,0436 ± 323 E-04	0,0460	0,0030	0,0429
Ds	1,0007 ± 3E-04	0,9962 ± 7E-04	1,0406 ± 292 E-04	0,0444	0,0046	0,0398
Macro	1,0033 ± 3E-04	0,9480 ± 129E-04	1,0438 ± 86E-04	0,0958	0,0553	0,0405
Micro	1,0007 ± 3E-04	0,9962 ± 6E-04	1,0429 ± 316E-04	0,0466	0,0045	0,0421
PLA	1,0007 ± 3E-04	0,9955 ± 9E-04	1,0370 ± 279E-04	0,0415	0,0052	0,0363
SM	1,0006 ± 3E-04	0,9976 ± 4E-04	1,0414 ± 310E-04	0,0438	0,0031	0,0407

Em consonância aos resultados acima apresentados, observa-se que os valores de α_D foram superiores aos de α_E indicando assim que a maior variabilidade (heterogeneidade) dos dados está sendo explicada por valores menores salvo os valores de α_D da macroporosidade que foram maiores que o α_E no SSP; esses resultados estão em concordância com aqueles observados para D_0 - D_2 (Tabela 2). Os resultados observados na análise da dimensão generalizada assim como no espectro de singularidade demonstram que somente a macroporosidade no SSP apresentou uma variabilidade associada aos altos valores na sua distribuição, enquanto que para as demais variáveis a variabilidade foi associada aos menores valores na distribuição.

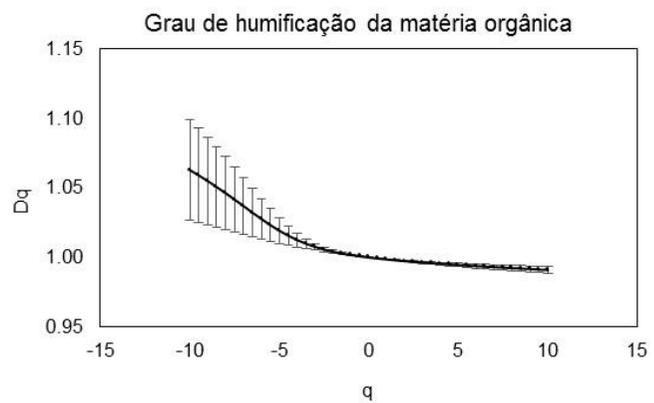
Pastagem Degradada



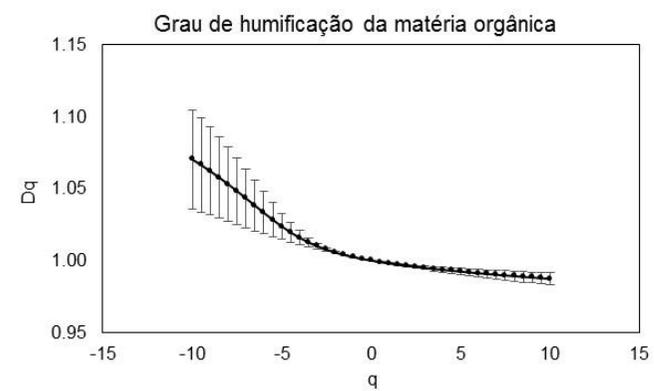
Sistema Silvipastoril



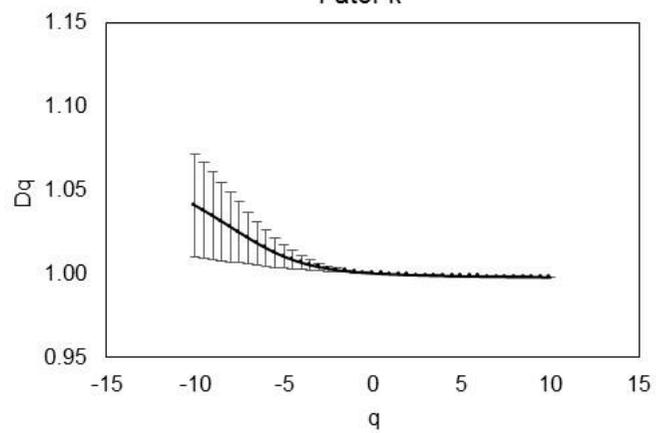
Pastagem Degradada



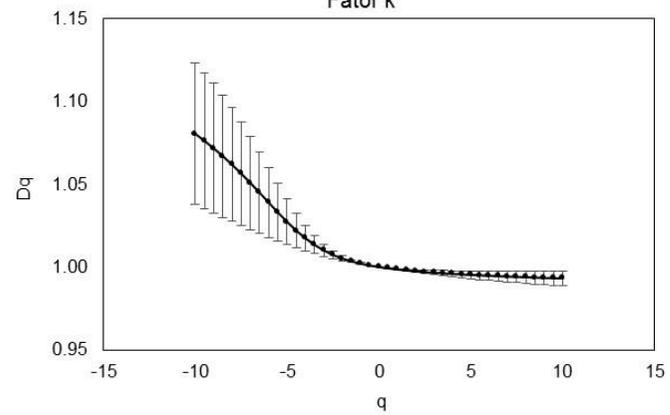
Sistema Silvipastoril



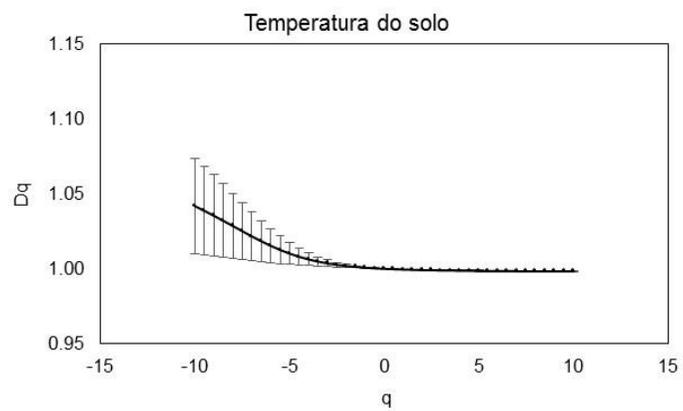
Fator k



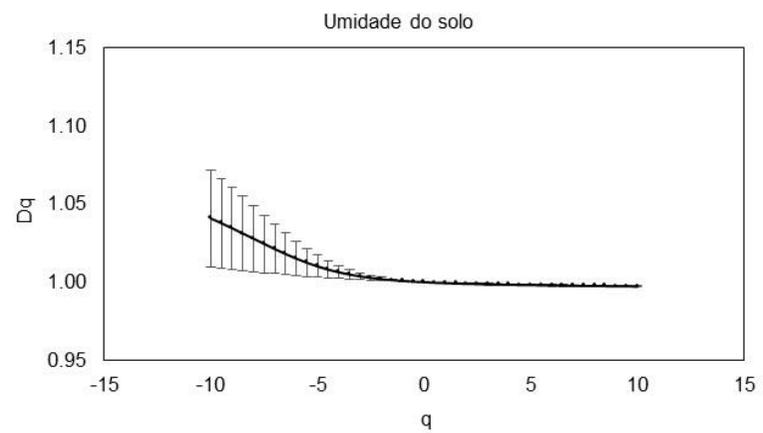
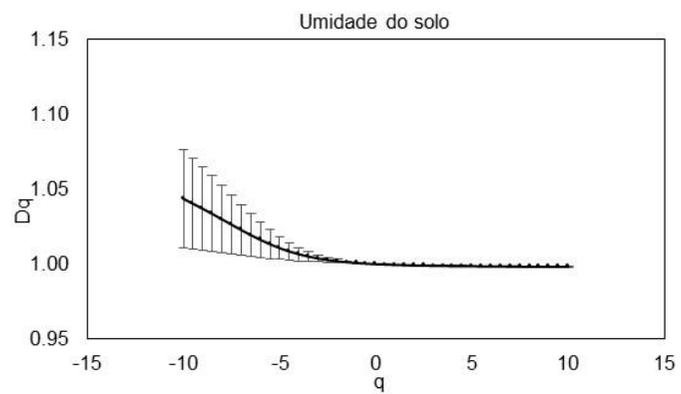
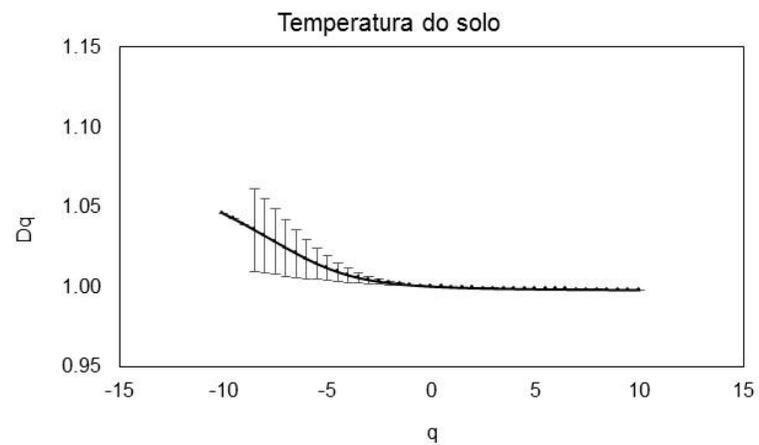
Fator k



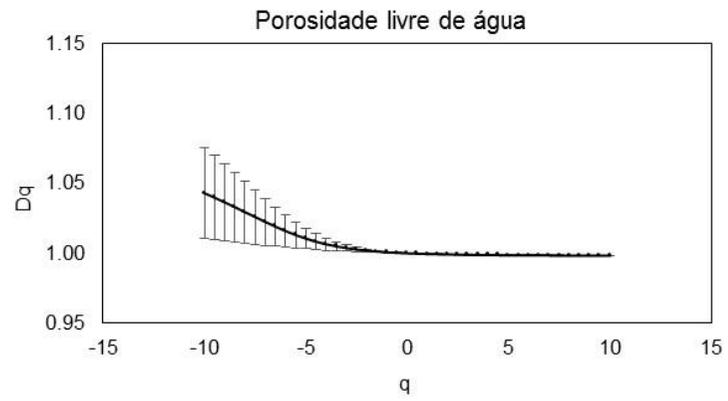
Pastagem Degradada



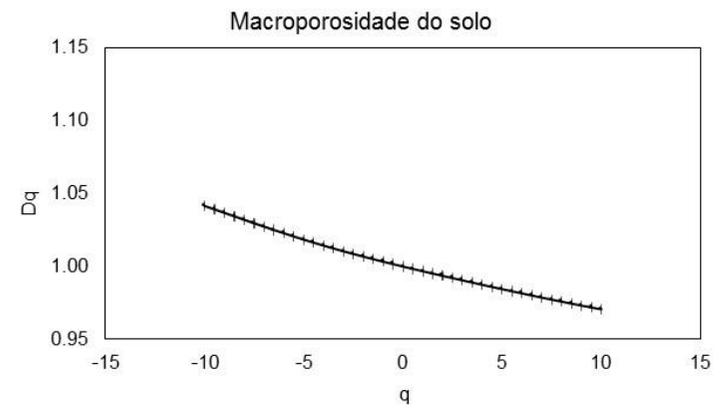
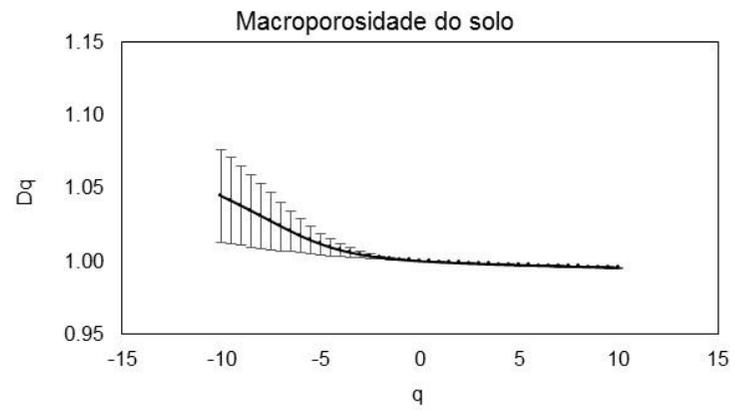
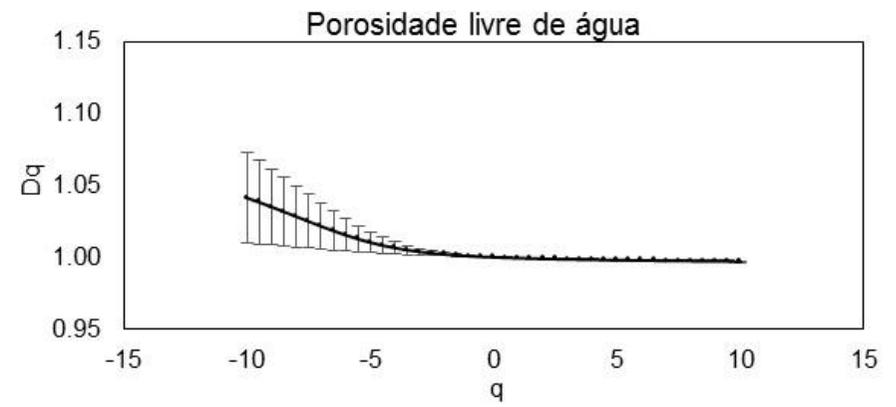
Sistema Silvipastoril



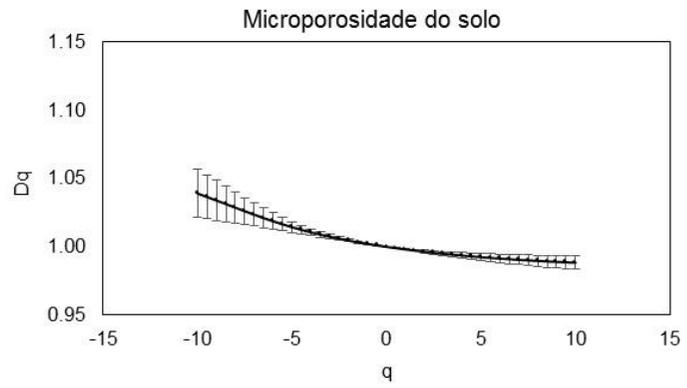
Pastagem Degradada



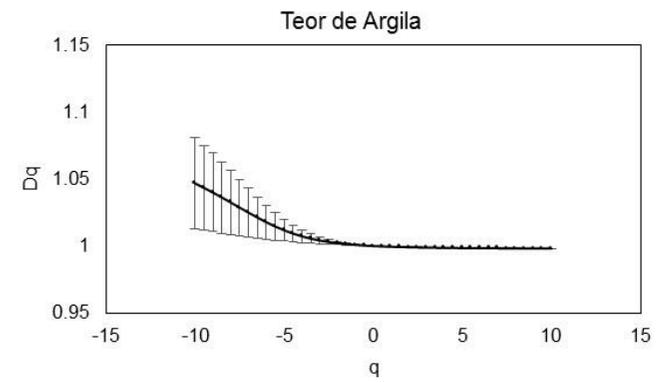
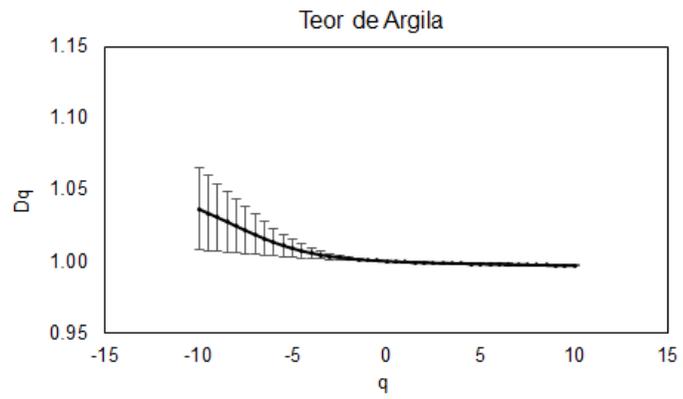
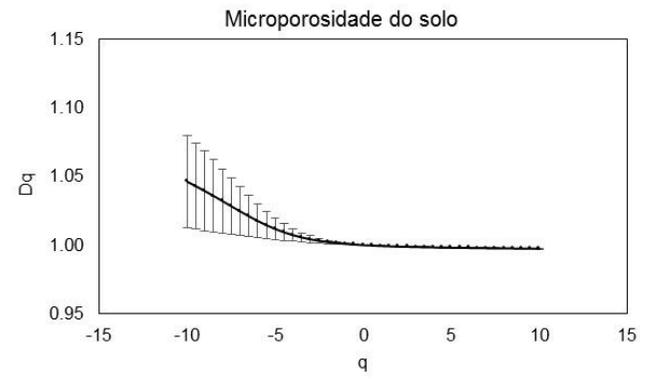
Sistema Silvipastoril



Pastagem Degradada



Sistema Silvipastoril



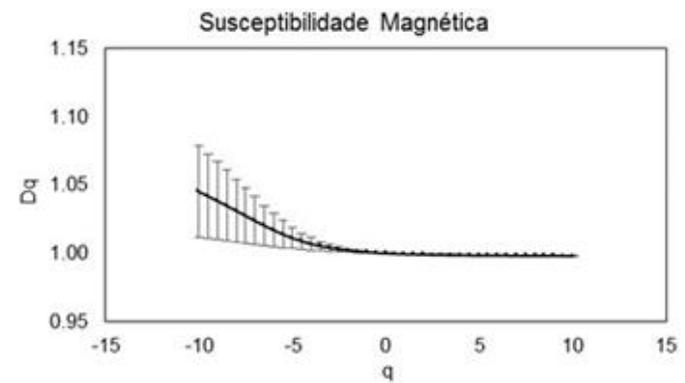
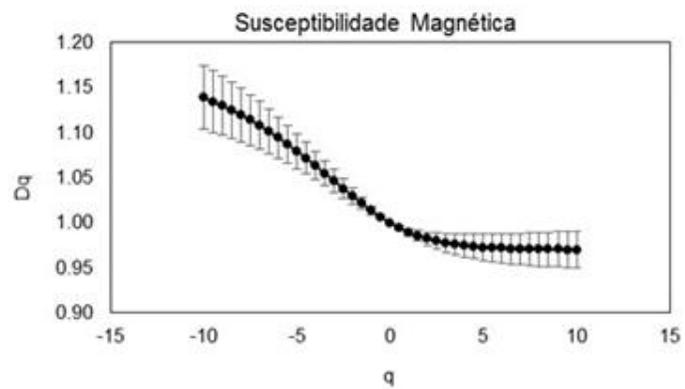
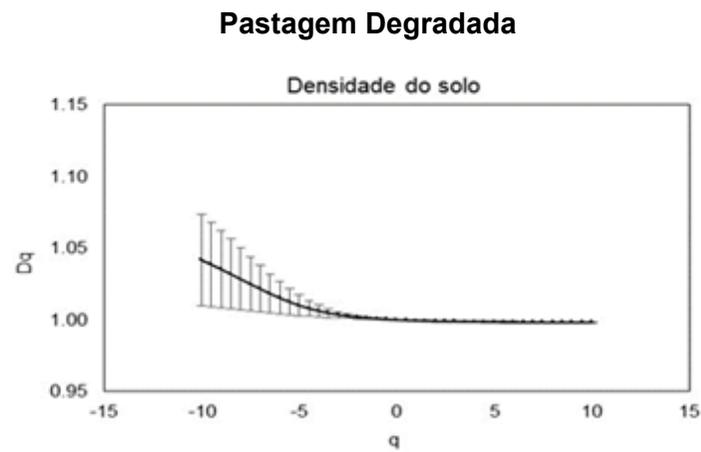
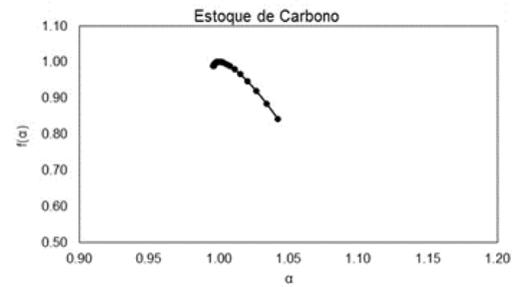
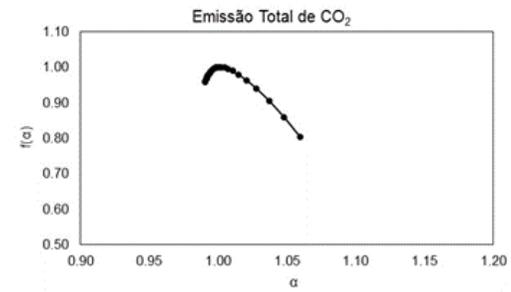
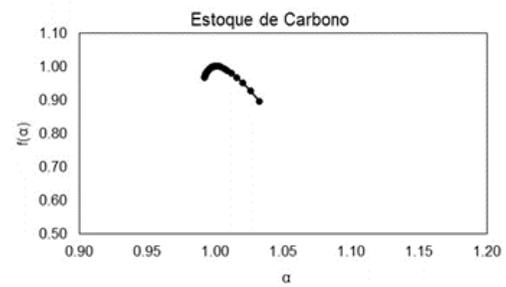
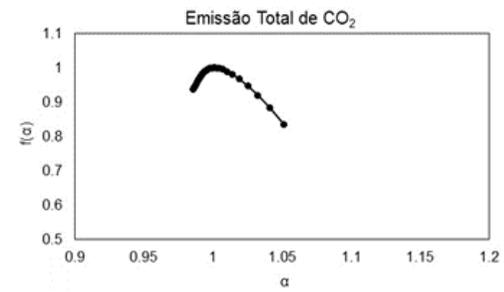


Figura 7. Gráficos da dimensão generalizada da emissão total de CO₂ e atributos do solo na área de pastagem degradada e sistema silvipastoril na camada de 0,00-0,10 m.

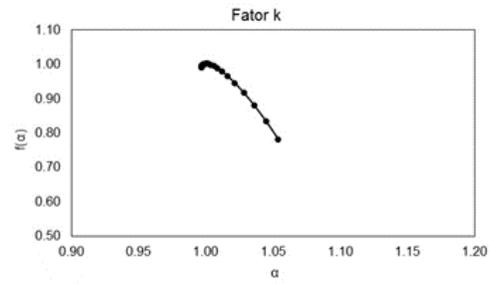
Pastagem Degradada



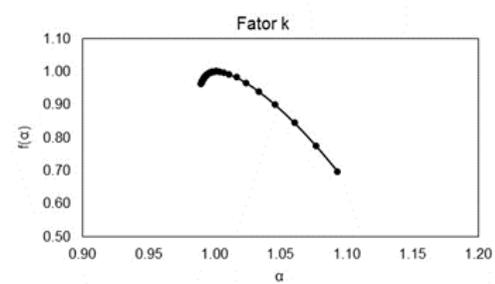
Sistema Silvipastoril



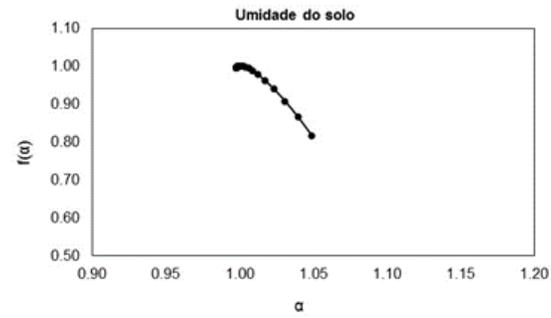
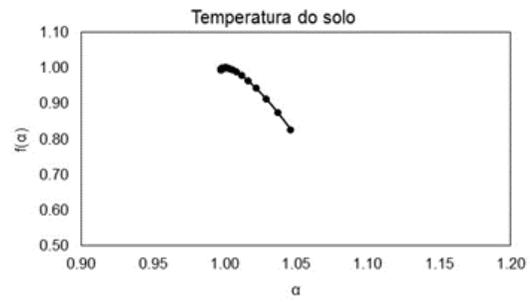
Pastagem Degradada



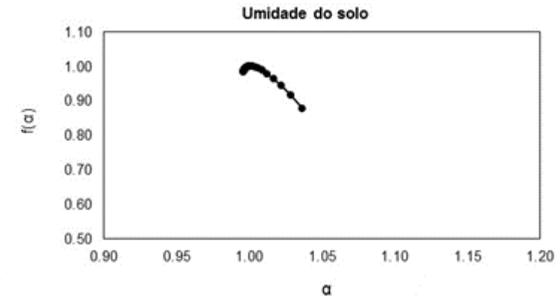
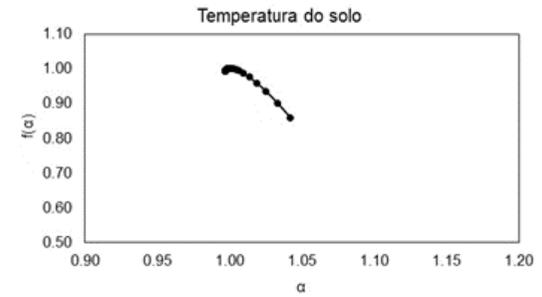
Sistema Silvipastoril



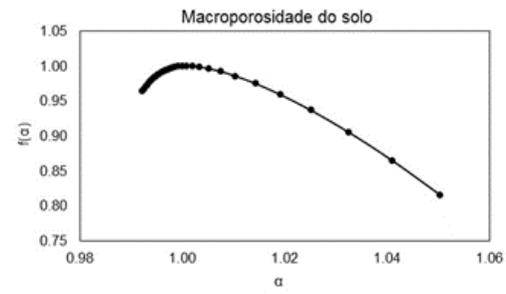
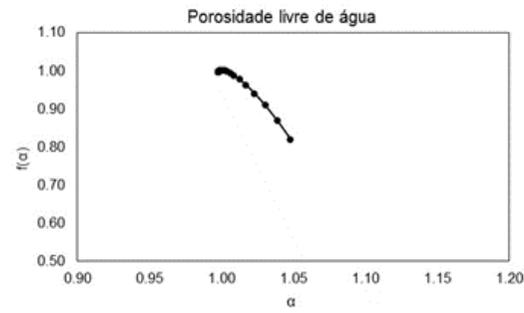
Pastagem Degradada



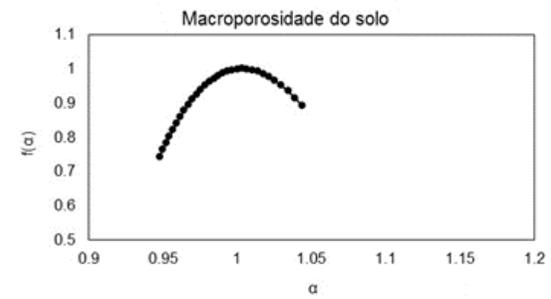
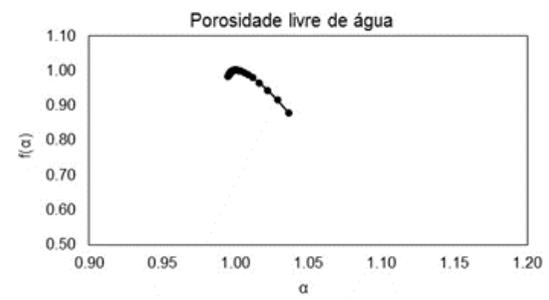
Sistema Silvipastoril



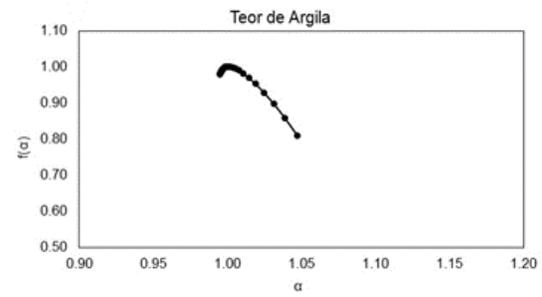
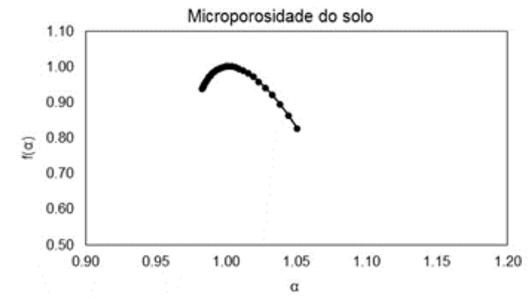
Pastagem Degradada



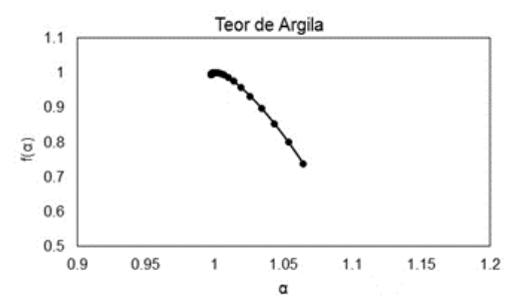
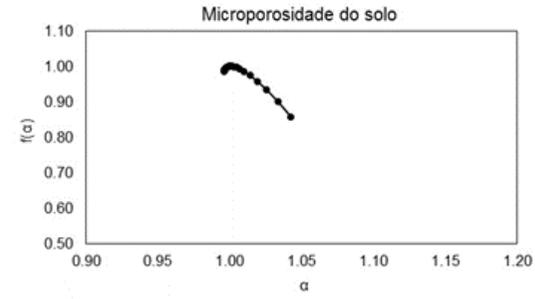
Sistema Silvipastoril



Pastagem Degradada



Sistema Silvipastoril



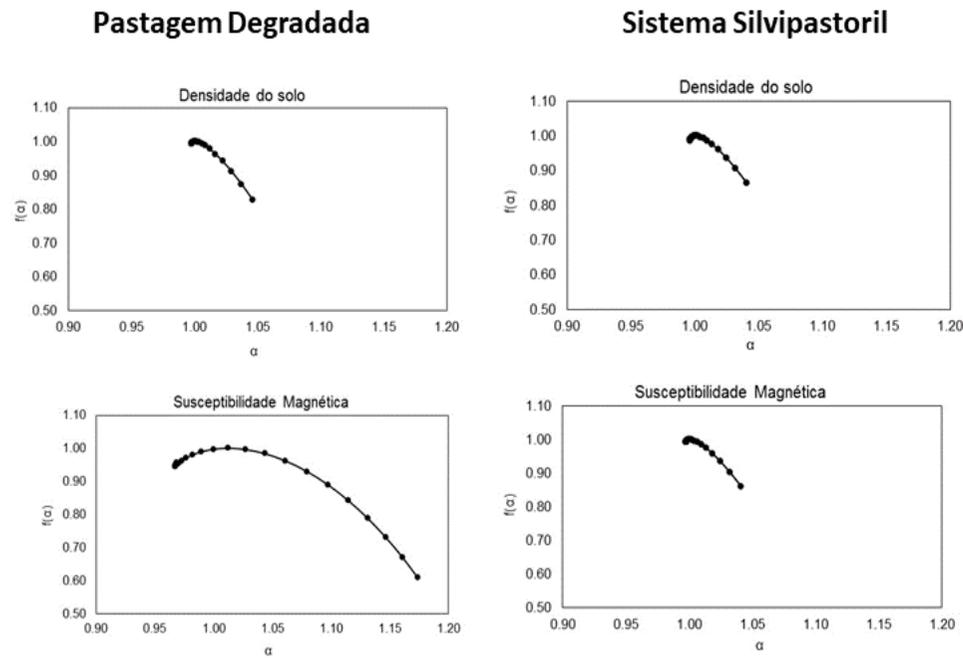


Figura 8. Espectros multifractais da Emissão Total de CO₂ e atributos do solo nas áreas de pastagem degradada e sistema silvipastoril na camada de 0,00 - 0,10 m.

A análise multifractal conjunta foi adotada para caracterizar a distribuição conjunta da emissão total de CO₂ do solo (ET) e dos atributos do solo nas áreas de pastagem degradada (PDr) e sistema silvipastoril (SSP) na camada de 0,00 - 0,10 m. Os espectros da multifractal conjunta $f(\alpha,\beta)$ são representados por linhas de contorno que caracterizam a relação de escala da distribuição espacial de valores altos ou baixos de uma dada variável em relação aos valores de distribuição espacial altos ou baixos de outra variável dentro de um mesmo segmento (transecto).

A parte esquerda do espectro demonstra os altos valores dos dados das variáveis enquanto a parte direita do espectro representa os menores valores dos dados das variáveis em estudo (Zelege e Si, 2004). Um contorno diagonal com baixo alongamento é indicativo de uma correlação forte entre os valores das variáveis representadas no eixo horizontal e vertical. Na Figura 9 são apresentados os espectros da multifractal cujos índices de singularidades horizontal representado por $\alpha(q,t)$ corresponde a (ET) e o índice de singularidade no eixo vertical representado por $\beta(q,t)$ que corresponde aos atributos do solo. Para uma correlação positiva, o espectro multifractal conjunto é representado por linhas de contorno que discorrem da parte inferior esquerda até a parte superior direita. Para correlações negativas o espectro discorre o inverso.

A maioria dos espectros multifractais que retratam as correlações entre a ET e os atributos do solo na PDr e SSP apresentam um contorno diagonal mais largo na parte superior direita indicando uma forte associação entre os menores valores das variáveis em estudo. Contudo, na PDr o espectro multifractal da correlação entre a ET e a SM apresentou um contorno diagonal mais largo na sua base direita indicando assim que para essa correlação os maiores valores apresentam associação forte e os baixos valores associação fraca. Esse mesmo comportamento foi observado no SSP para o espectro que retrata a correlação entre a macro e a ET do solo. Observa-se que os espectros multifractais tanto na PDr quanto no SSP apresentam um contorno mais estreito indicando assim que a relação entre a ET e os atributos do solo são fortes; contudo na PDr a correlação entre a ET e a microporosidade do solo assim como no SSP a correlação entre a ET e a macroporosidade do solo foram baixas pois o contorno dos espectros da multifractal conjunta apresentaram um formato mais largo. Bicalho et al. (2014) observaram que a FCO₂, Ts e porosidade total do solo

apresentaram padrão espacial similar em diferentes escalas na cultura da cana de açúcar. Contudo, esses autores também observaram que a FCO₂ apresentou padrão espacial diferente da umidade do solo, microporosidade, teor de argila e teor de silte quando analisados em diferentes escalas.

Os resultados apresentados pela análise multifractal conjunta corroboram com aqueles observados na análise multifractal simples visto que a heterogeneidade da macro foi menor no SSP e maior na PDr, enquanto a heterogeneidade da micro foi maior no SSP e menor na PDr. Ainda, as relações observadas entre a ET e as variáveis do solo nas duas áreas de estudo foram positivas visto que o contorno do espectro independente da largura apresentou formato diagonal com orientação da parte inferior esquerda até a parte superior direita (Bertol et al., 2017; Silva et al., 2021). Em adição, os espectros da multifractal conjunta são mais longos e estreitos em geral na parte superior direita em contraste com a parte inferior; em geral mais curta e mais larga.

Tabela 4. Coeficiente de correlação em escala simples (ES), escala múltipla (EM) e valores negativos da escala múltipla (EM_ng) entre a emissão total de CO₂ (ET) e os atributos do solo na área do sistema silvipastoril (SSP) e pastagem degradada (PDr).

Sistema Silvipastoril									
	EC	H _{LIFS}	Ts	PLA	Ds	Macro	Micro	Argila	SM
ET _{ES}	0,07 ^{NS}	0,27**	0,65**	-0,70**	-0,23**	0,05 ^{NS}	0,03 ^{NS}	0,55**	0,30**
ET _{EM}	0,92**	0,69**	0,94**	0,79**	0,84**	0,35**	0,90**	0,92**	0,91**
ET _{EM_ng}	0,94**	0,81**	0,96**	0,93**	0,44**	0,95**	0,91**	0,95**	0,95**
Pastagem Degradada									
	EC	H _{LIFS}	Ts	PLA	Ds	Macro	Micro	Argila	SM
ET _{ES}	-0,85**	-0,24**	-0,54**	0,57**	-0,70**	0,13 ^{NS}	-0,75**	-0,12 ^{NS}	-0,61**
ET _{EM}	0,91**	0,80**	0,97**	0,97**	0,96**	0,95**	0,44**	0,96**	0,70**
ET _{EM_ng}	0,96**	0,90**	0,98**	0,98**	0,97**	0,80**	0,98**	0,60**	0,97**

N=128. ET= emissão total de CO₂ no solo, EC=estoque de carbono do solo, H_{LIFS}= grau de humificação da matéria orgânica, Ts= temperatura do solo, PLA= porosidade livre de água, Ds= densidade do solo, macro= macroporosidade do solo, micro=microporosidade do solo, SM=susceptibilidade magnética do solo. **= significativo a 1% de propabilidade (p<0,01).

Quando comparamos os espectros entre as áreas (Figura 9) nota-se que o espectro que retrata a relação entre o grau de humificação da matéria orgânica do solo (H_{LIFS}) e a emissão total de CO₂ (ET) assim como o espectro da macroporosidade do solo (Macro) e ET no SSP apresentam um contorno diagonal mais largo em relação ao espectro da PDr indicando baixa correlação entre essas variáveis. Esse comportamento está de acordo com os valores do

coeficiente de correlação da joint multifractal apresentados na Tabela 4 para as correlações acima citadas; contudo, apesar das correlações serem baixas, essas foram significativas ($p < 0,01$).

Na PDr, os espectros referentes as relações entre a microporosidade do solo (micro) e a ET e susceptibilidade magnética (SM) e ET (Figura 9) apresentaram contorno diagonal menos estreito em relação aos espectros do SSP que retratam essa correlação. Esses resultados indicam que a correlação da ET com a SM e com micro são mais fortes no SSP, o que pode ser confirmado segundo os resultados das correlações apresentados na Tabela 4. A microporosidade do solo está intimamente relacionada a porosidade do mesmo, assim o aumento da microporosidade favorece o transporte do CO₂ devido ao aumento da porosidade do solo (Leal et al., 2015). A microporosidade é influenciada pelo teor de argila assim, o maior coeficiente de correlação entre esta variável e a ET no SSP pode ser atribuída ao maior teor de argila observado nessa área (Tabela 1).

A SM é uma característica que reflete a presença dos óxidos de ferro no solo além de estar intimamente relacionada a textura mais argilosa (Pelucco et al., 2013; Bahia et al., 2015) e vários trabalhos reportam a influência desses minerais no comportamento dos atributos do solo (Bahia et al., 2014; Nogueira et al., 2020) que por sua vez estão relacionados a dinâmica da FCO₂ (Silva et al., 2019; Vicentini et al., 2019; Xavier et al., 2019). Ao analisar a correlação espacial entre a FCO₂ e a SM, Leal et al. (2015) encontraram correlação positiva entre estas variáveis, porém em uma única escala. Assim a correlação observada entre a SM e a ET nas áreas de estudo podem ser atribuída à influência da SM nos atributos do solo que influenciam o comportamento da ET. Os demais espectros apresentados na Figura 9 indicam que as outras correlações observadas entre a ET e os atributos do solo nas áreas de PDr e SSP apresentaram correlações fortes visto que seus espectros apresentaram um contorno diagonal mais estreito.

Na literatura vários trabalhos evidenciam que a emissão de CO₂ resulta da interação entre os atributos físicos, químicos e biológicos do solo (Santos et al., 2019; Silva et al., 2019; Moitinho et al., 2021) assim como o tipo de relevo predominante na área de estudo (Brito et al., 2010), porém esses trabalhos retratam essas relações em uma única escala. Os resultados apresentados na

Tabela 4 evidenciam que as correlações entre a ET e os atributos do solo ocorrem em múltiplas escalas, ou seja, há transferência de informações entre as escalas onde as correlações observadas indicam que a variabilidade de um atributo pode ser refletido na variabilidade do outro.

A matéria orgânica do solo é a principal fonte de energia para a atividade microbológica (LAL; 2009), assim as relações positivas observadas entre a ET e o EC assim como a ET e o H_{LIFS} refletem o processo de produção do CO_2 visto que este resulta da decomposição da matéria orgânica do solo (Segnini et al., 2013). A relação positiva observada entre a ET e H_{LIFS} não está em consonância com os resultados observados por outros autores (Xavier et., 2019; Vicentini et al., 2019). Esses autores observaram que a ET e H_{LIFS} apresentaram correlação inversa, porem para esses resultados não foram levados em consideração a variabilidade espacial dessas variáveis. Lutzow et al. (2006) afirma que a localização espacial da matéria orgânica pode influenciar a sua disponibilidade aos microrganismos sendo essa inacessibilidade influenciada pela agregação do solo, que por sua vez está intimamente relacionada com a mineralogia do solo (Camargo et al., 2008). Assim no presente estudo a relação positiva observada entre essas variáveis pode ser devido a proteção física que os óxidos de ferro (susceptibilidade magnética) conferem aos agregados dificultando o seu acesso e conseqüentemente a decomposição pelos microrganismos. Nesse cenário, segundo Segnini (2008), os microrganismos podem decompor a fração mais humificada da matéria orgânica tendo como resultado desse processo a emissão de CO_2 do solo.

Além disso, o processo de produção da FCO_2 também é influenciado pelas condições físicas do solo (Bahia et al., 2014; Souza et al., 2017; Moitinho et al., 2021). Dentre as condições físicas do solo destaca-se a porosidade total do solo, visto que esta facilita a difusão de O_2 no solo beneficiando a atividade microbológica e, conseqüentemente, o aumento do CO_2 (Fang et al., 1998). Portanto, a relação observada entre a microporosidade, macroporosidade, densidade do solo e porosidade livre de água assim como a temperatura do solo com a emissão total de CO_2 pode ser um reflexo da relação acima mencionada visto que essas variáveis influenciam o processo de produção e transporte de CO_2 no solo.

Quando as correlações entre a ET e os atributos do solo são observadas em uma única escala (no presente trabalho a distância entre os pontos nos transectos) ocorre uma redução no valor de R^2 se comparado com os valores apresentados pela correlação em múltipla escala (Tabela 4) exceto para a microporosidade na PDr onde o valor de R^2 para a correlação simples foi maior do que aquele observado para a correlação múltipla. Nesse sentido, a relação entre a emissão total de CO_2 do solo e a microporosidade do solo poderia ser menos influenciada pela mudança nos valores de escala devido aos menores valores de R^2 observados na correlação múltipla entre essas variáveis. Além disso, a microporosidade do solo está relacionada a textura mais argilosa deste (Lepsh, 2011) e no presente estudo a textura da PDr é menos argilosa o que pode estar influenciando a baixa correlação entre a ET e a micro quando esta correlação é observada em múltiplas escalas. Segundo Biswas et al. (2012) a correlação de escala simples e conjunta são diferentes, portanto mesmo a correlação de pearson sendo menor pode haver uma forte correlação dos índices $\alpha(q,t)$ e $\beta(q,t)$.

Os valores de R^2 apresentados na Tabela 4 para a multifractal conjunta indicam que as correlações observadas entre a ET e os atributos do solo são significativas em ambas áreas de estudo. Quanto mais forte for a correlação observada entre duas variáveis em múltipla escala mais similar será o conjunto de fatores e processos que dirigem sua descontinuidade (Bertol et al., 2017; Tomillo et al., 2020). Assim, as correlações observadas entre a ET em ambas as áreas com o EC, Ts e argila sugerem um processo mais semelhante que governa a variabilidade dessas variáveis uma vez que apresentaram valores de R^2 altos.

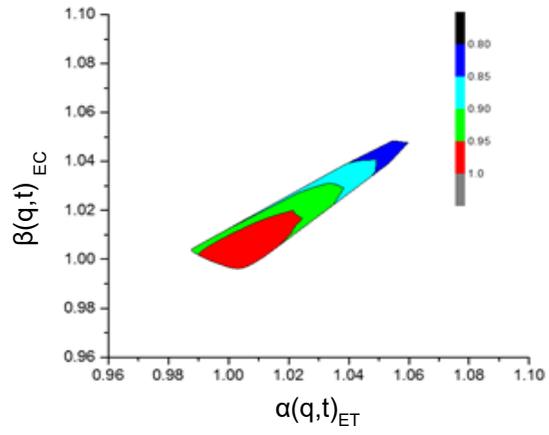
Em contrapartida, quando uma variável irregular e uma regular se encontram num espaço espera-se um expoente conjunto fraco indicando que os fatores e processos que governam sua variabilidade sejam diferentes (Bertol et al., 2017). Nesse sentido, no SSP os processos e fatores que conduzem a variabilidade da emissão total de CO_2 e os seguintes atributos, H_{LIFS} , PLA, Ds e macro são diferentes visto que os valores de R^2 entre as respectivas correlações foram menores em relação aqueles observados na PDr indicando que nessa área a ET e essas variáveis do solo apresentam semelhança com relação aos processos e fatores relacionados a sua variabilidade. Portanto, os resultados obtidos a partir da análise multifractal conjunta demonstram que na PDr há maior

similaridade nos processos que governam a ET e os atributos do solo exceto para a micro e SM. Ainda, sistemas agrícolas como o SSP onde diferentes formas de material orgânico são adicionadas ao solo podem promover uma maior variabilidade na distribuição das variáveis.

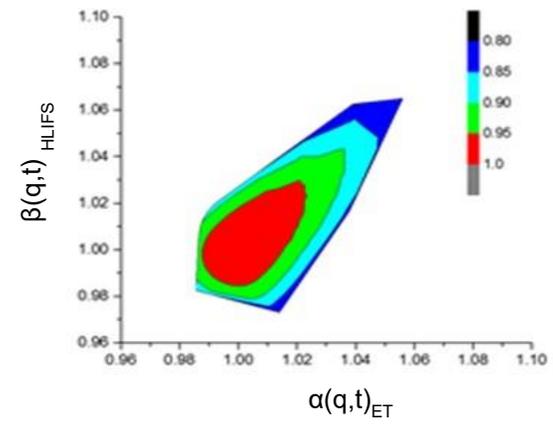
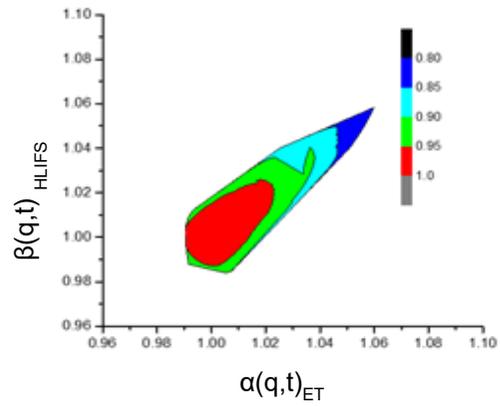
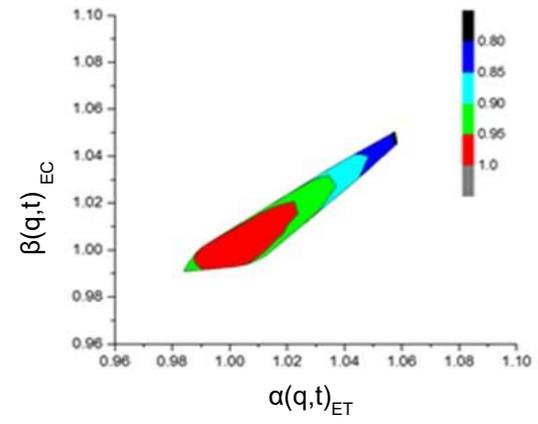
Os espectros da análise multifractal demonstram que as correlações espaciais entre os menores valores são fortes visto que a parte superior direita desses espectros são mais estreitas quando comparadas a parte inferior (Figura 9) que concentram os maiores valores indicando assim maior correlação espacial entre os menores valores. Essa afirmação pode ser confirmada, visto que, ao realizarmos a análise de correlação somente entre os valores menores observa-se que a maioria dessas correlações em ambas áreas de estudo foram maiores que 0,80 e significativas ($p < 0,01$) (Tabela 4). Contudo, no SSP observou-se que para a Ds os valores de R^2 diminuíram e na PDr houve redução nos valores de R^2 para a macro e o teor de argila quando comparamos esses valores com aqueles observados para a análise multifractal conjunta (Tabela 4).

As correlações observadas no presente estudo por meio da análise multifractal conjunta indicaram que os processos e fatores que governam a variabilidade dos atributos do solo nas áreas experimentais refletem na variabilidade FCO_2 , ainda, esses processos e fatores que governam a variabilidade desses atributos é válido em diferentes escalas. Esses resultados vêm de encontro a necessidade de uma melhor compreensão a nível espacial sobre a relação entre os processos relacionados a distribuição espacial dos atributos do solo que refletem na emissão de CO_2 espacialmente em diferentes escalas, visto que, ainda a maioria dos trabalhos retratam essas relações em uma única escala.

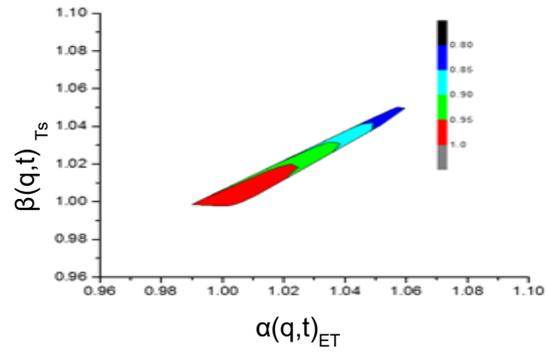
PDr



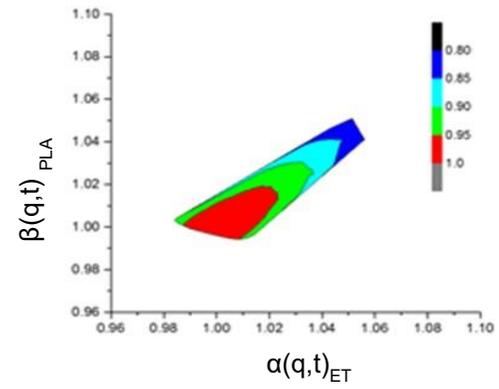
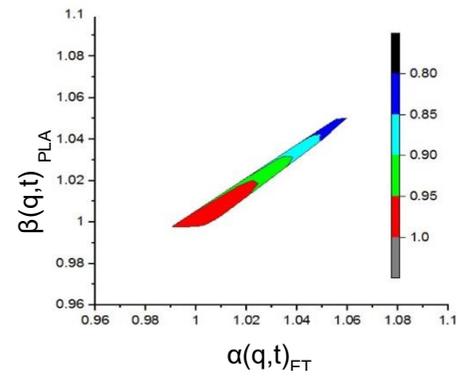
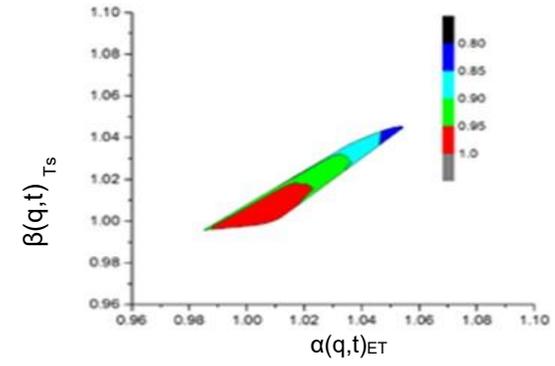
SSP



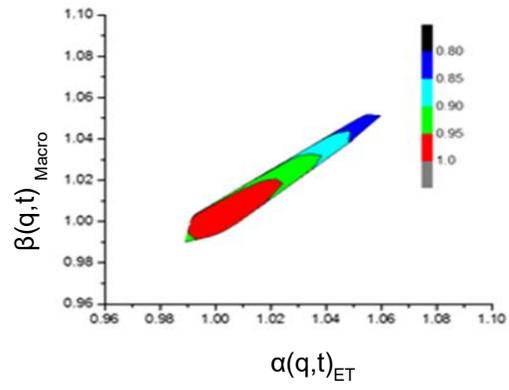
PDr



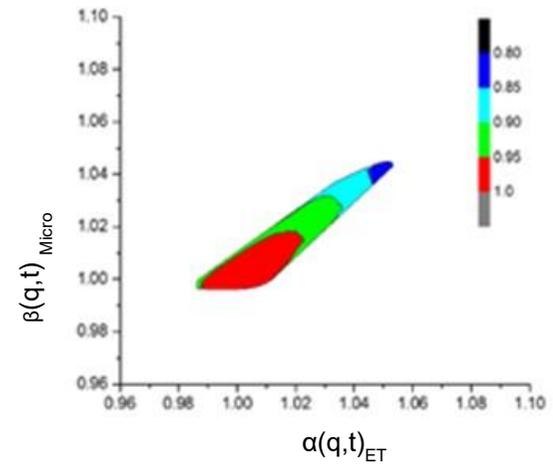
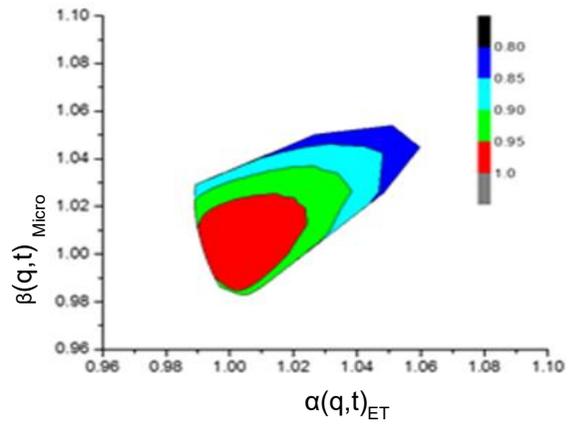
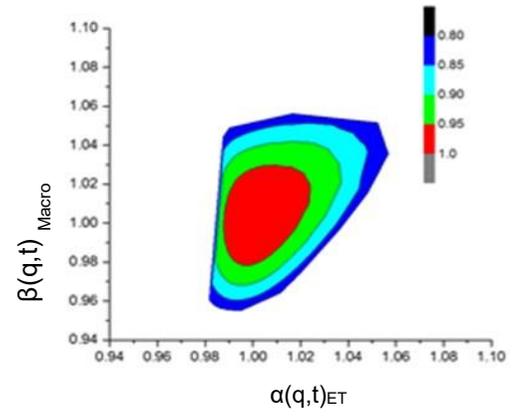
SSP



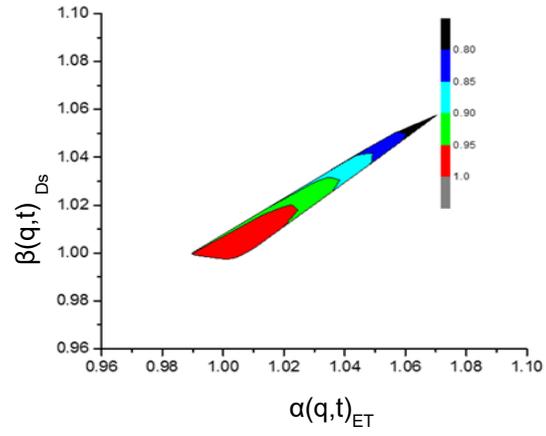
PDr



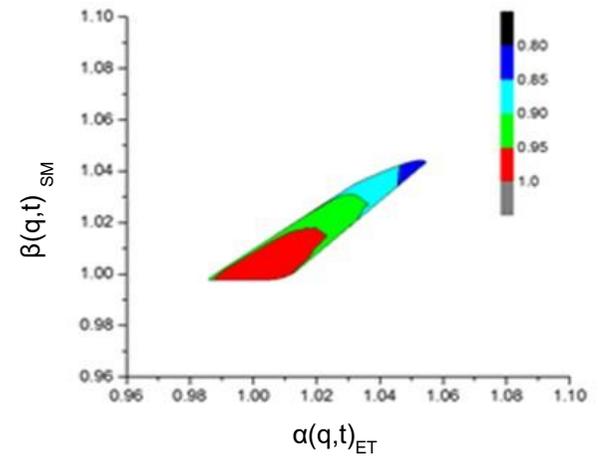
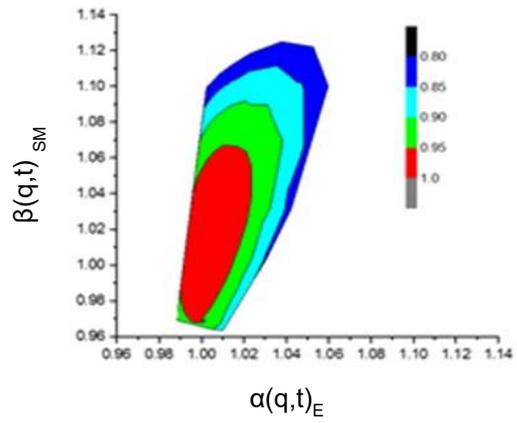
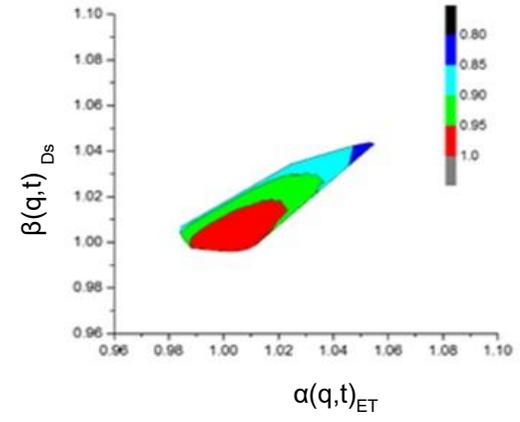
SSP



PDr



SSP



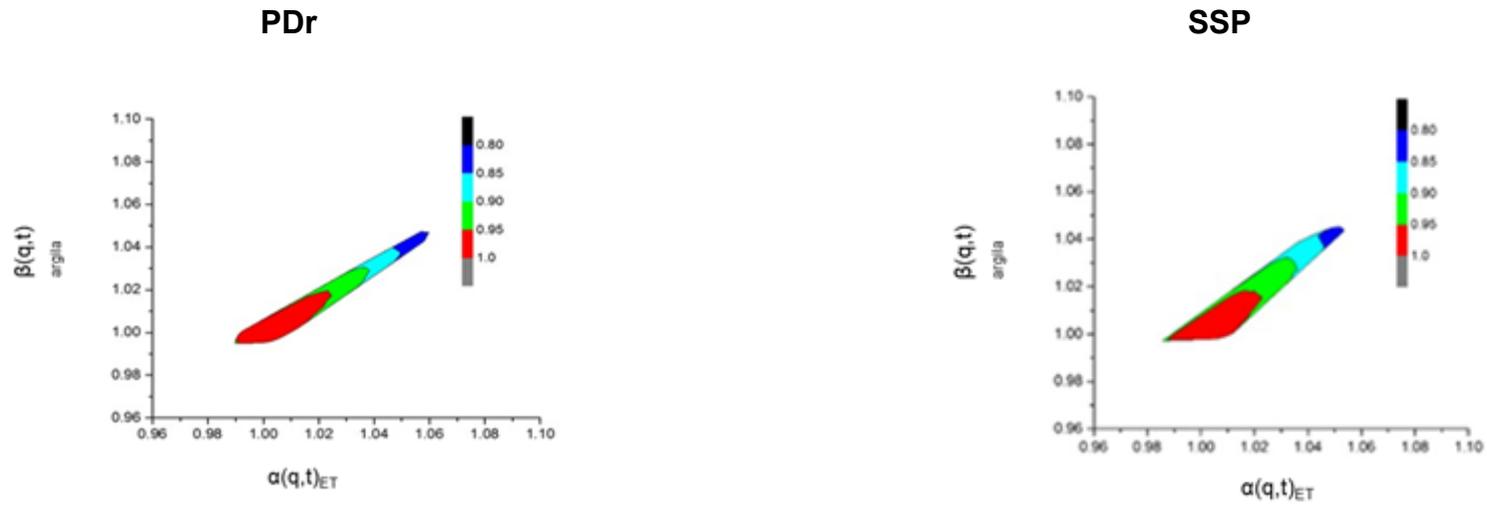


Figura 6. Espectro multifractal da distribuição conjunta (joint multifractal) da emissão total de CO₂ no solo (eixo horizontal) e as variáveis do solo (eixo vertical) na área de pastagem degradada (PDr) e sistema silvipastoril (SSP) na camada de 0,00 - 0,10 m.

4. CONCLUSÕES

A análise multifractal demonstrou que a distribuição espacial da emissão de CO₂ assim como dos atributos do solo apresentam heterogeneidade em diferentes escalas.

Os gráficos da dimensão generalizada e do espectro de singularidade demonstram que os menores valores observados tanto para a emissão de CO₂ quanto para os atributos do solo apresentam maior heterogeneidade tanto no sistema silvipastoril quanto na pastagem degradada uma vez que a multifractalidade foi maior nos intervalos que compreendem valores de $-10 < q < 0$ em relação aqueles no intervalo de $10 < q < 0$.

Os índices de multifractalidade do gráfico da dimensão generalizada foram mais efetivos na captação da heterogeneidade da distribuição espacial do que o coeficiente de variação tanto para a emissão de CO₂ quanto para os demais atributos do solo.

A análise multifractal conjunta demonstrou que os processos que governam a variabilidade da emissão de CO₂ e dos atributos do solo estão relacionados espacialmente o que pode explicar a complexidade da emissão de CO₂ em áreas agrícolas.

As correlações observadas pela análise multifractal conjunta foram mais expressivas do que aquelas apresentadas pela correlação simples indicando a importância na adoção de análises estatísticas que considerem a participação dos processos envolvidos na formação do solo haja vista que o solo é um sistema complexo devido a interação dos seus fatores de formação que refletem na dificuldade da maioria dos trabalhos em identificar os processos que governam a emissão de CO₂ em sistemas agrícolas.

5. REFERÊNCIAS

- ABIEC e Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carne, 2013. Exportações Brasileiras de carne bovina. <http://abiec.com.br>
- ALMEIDA R.F., TEIXEIRA D.B., MONTANARI R., BOLONHEZI A.C., TEIXEIRA E.B., MOITINHO M.R., PANOSSO A.R., SPOKAS K.A., LA SCALA JUNIOR N. (2018). Ratio of CO₂ and O₂ as index for categorizing soil biological activity in sugarcane areas under contrasting straw management regimes. **Soil Research** 56: 373-381.
- AYOUBI S., ADMAN V. (2019). Iron Mineralogy and Magnetic Susceptibility of Soils Developed on Various Rocks in Western Iran. **Clays and Clay Minerals** 67: 217-227.
- BAHIA A.S.R.S., JÚNIOR, MARQUES J., PANOSSO A.R., CAMARGO L.A., SIQUEIRA D.S., TEIXEIRA D.B., LA SCALA JÚNIOR N. (2015). Field-scale spatial correlation between contents of iron oxides and CO₂ emission in an Oxisol cultivated with sugarcane. **Scientia Agricola** 72:157-166.
- BAHIA A.S.R.S., MARQUES J., PANOSSO A.R., CAMARGO L.A., SIQUEIRA D.S., LA SCALA N. (2014). Iron oxides as proxies for characterizing anisotropy in soil CO₂ emission in sugarcane areas under green harvest. **Agriculture, Ecosystems and Environment** 192: 152-162.
- BARRÓN V., TORRENT J. (2002) Evidence for a simple pathway to maghemite in earth and mars soils. **Geochimica et Cosmochimica Acta** 66: 2801-2806.
- BAYER C., MIELNICZUK J., MARTIN NETO L. (2000). Efeito de sistemas de preparo e de cultura na dinâmica da matéria orgânica e na mitigação das emissões de CO₂. **Revista Brasileira de Ciência do Solo** 24: 599-607.
- BERTOL I., SCHICK J., BANDEIRA D.H., FERREIRO J.P., VÁZQUEZ E.V. (2017). Multifractal and joint multifractal analysis of water and soil losses from erosion plots: A case study under subtropical conditions in Santa Catarina highlands, Brazil. **Geoderma** 287:116-125.
- BICALHO E.S., PANOSSO A.R., TEIXEIRA D.D.B., MIRANDA J.G.V., PEREIRA G.T., LA SCALA N. (2014). Spatial variability structure of soil CO₂ emission and soil attributes in a sugarcane area. **Agriculture, Ecosystems and Environment** 189: 206-215.
- BISWAS A., CRESSWELL H.P., BING, C. SI. (2012). Application of Multifractal and Joint Multifractal Analysis in Examining Soil Spatial Variation: A Review. Fractal Analysis and Chaos in Geosciences. **Fractal Analysis and Chaos in Geosciences** (pp.109-138). InTech.
- BISWAS A. (2019). Joint multifractal analysis for three variables: Characterizing the effect of topography and soil texture on soil water storage. **Geoderma** 334:15–23

- BOURENNANE H., DOUAY F., STERCKEMAN T., VILLANNEAU E., CIESIELSKI H., KING D., BAIZE D. (2010) Mapping of anthropogenic trace elements inputs in agricultural topsoil from Northern France using enrichment. **Geoderma** 157: 165-174.
- BRASIL. Estimativas anuais de emissões de gases do efeito estufa no Brasil. Brasília: Ministro da Ciência, Tecnologia, Inovações e Comunicações, 2019. p.
- BRITO L.D.F., MARQUES J., PEREIRA G.T., MENEZES Z., LA SCALA N. (2009). Soil CO₂ emission of sugarcane fields as affected by topography, **Scientia Agricola** 66:77-83.
- BRITO L.F., MARQUES JÚNIOR J., PEREIRA G.T., LA SCALA N. (2010). Spatial variability of soil CO₂ emission in different topographic positions. **Bragantia** 69:19-27.
- BURROUGH P.A. (1983). Multiscale sources of spatial variation in soil. I. The application of fractal concepts to nested levels of soil variation. **Journal of Soil Science** 34: 577-597.
- CAMARGO L.A., JÚNIOR J.M., PEREIRA G.T., HORVAT R.A. (2008). Variabilidade espacial de atributos mineralógicos de um Latossolo sob Diferentes Formas Do Relevo. **Revista Brasileira de Ciência Do Solo** 32:2279-2288.
- CAMARGO L.A., MARQUES J.R. J., PEREIRA G.T., BAHIA A.S.R.S.(2014) Clay mineralogy and magnetic susceptibility of Oxisols from Bauru Group Sandstones in different geomorphic surfaces. **Scientia Agricola** 71: 244-256
- CANIEGO F.J., ESPEJO R., MARTÍN M.A., SAN JOSÉ F. (2005). Multifractal scaling of soil spatial variability. **Ecological Modelling** 182: 291-303.
- CARVALHO J.L.N., AVANZI J.C., SILVA M.L.N., MELLO C.R., CERRI C.E.P. (2010). Potencial de sequestro de carbono em diferentes biomas do Brasil. **Revista Brasileira de Ciência do Solo** 34:277-289.
- CERDA R., OROZCO-AGUILAR L., SEPULVEDA N., ORDONEZ J., CARRENO-ROCA G. (2019). Tropical agroforestry and ecosystems services: trade-off analysis for better design strategies. In: Mosquera-Losada, M.R., Prabhu, R. (Eds.), **Agroforestry for Sustainable Agriculture**. Burleigh Dodds Science Publishing, Cambridge, UK.
- CHHABRA A., JENSEN R.V. (1989). Direct determination of the $f(\alpha)$ singularity spectrum. **Physical Review Letter** 62: 1327-1330.
- COSTA A.C.S., BIGHAM J.M., RHOTON F.E., TRAINA S.J. (1999). Quantification and characterization of maghemite in soils derived from volcanic rocks in southern Brazil. **Clays and Clay Minerals** 47:466-473.
- DAFONTE J., ARMESTO, M.V., DIAS R.S., VÁZQUEZ E.V., GONZÁLEZ A.P. (2015). Assessment of the spatial variability of soil chemical properties along

a transect using multifractal analysis. **Cadernos do Laboratorio Xeolóxico de Laxe** 38: 11-24.

DEARING J.A. **Environmental magnetic susceptibility**. Using the Bartington MS2 System, British Library, England , 104 pp., 1994.

DEURER M., GRINEV D., YOUNG I., CLOTHIER B.E., MÜLLER K. (2009). The impact of soil carbon management on soil macropore structure: A comparison of two apple orchard systems in New Zealand. **European Journal of Soil Science** 60: 945-955.

EGHBALL B., SCHEPERS J.S., NEGAHBAN M., SCHLEMMER M.R. (2003). Spatial and temporal variability of soil nitrate and corn yield: multifractal analysis. **Agronomy Journal** 95: 339-346.

Embrapa - Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (2017) Manual de métodos de análise de solo. Rio de Janeiro, Centro Nacional de Pesquisa de Solos, 575 pp.

Embrapa- Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (2018) Brazilian Soil Classification System. Brasília, Embrapa Solos, 5 ed. 531 pp.

EVERTSZ C.J.G., MANDELROT B.B. (1992). Multifractal measures. In: H. Peitgen H. Jürgens, D. Saupe. **Chaos and fractals** p. 921-953.

FANG C., MONCRIEFF J.B., GHOLZ H.L., CLARK K.L. (1998). Soil CO₂ efflux and its spatial variation in a Florida slash pine plantation. **Plant and Soil** 205: 135-146.

FIGUEIREDO E.B., PANOSSO A.R., BORDONAL R.O., TEIXEIRA D.B., BERCHIELLI T.T., LA SCALA JR. N. (2017 b). Soil CO₂-C emissions and correlations with soil properties in degraded and managed pastures in southern Brazil. **Land degradation and development** 28: 1263-1273.

FONTE S.J., BARRIOS E., SIX J. (2010). Earthworms, soil fertility and aggregate-associated soil organic matter dynamics in the Quesungual agroforestry system. **Geoderma** 155: 320-328.

FONTES M.P.F., OLIVEIRA T.S., COSTA L.M., CAMPOS A.A.G. (2000). Magnetic separation and evaluation of magnetization of Brazilian soils from different parent materials. **Geoderma** 96: 81-99.

GALDINO S., SANO E.E., ANDRADE R.G., GREGO C.R., NOGUEIRA S.F., BRAGANTINI C., FLOSI A.H.G. (2016). Large-scale Modeling of Soil Erosion with RUSLE for Conservationist Planning of Degraded Cultivated Brazilian pastures. **Land degradation and development** 27: 773-784.

GOOVAERTS P. (1988). Geostatistical tools for characterizing the spatial variability of microbiological and physico-chemical soil properties. **Biology and Fertility of Soils** 27: 315-334.

- GOUYET J.F. (1996). Physics and fractal structure. **Journal of Statistical Physics** 86: 1397-1398
- GRASSBERGER P. (1983). Generalized dimensions of strange attractors. **Physical Letter A** 97: 227-230.
- GUAN X., YANG P., L.V.Y. (2011). Analysis on spatial variability of soil properties based on multifractal theory. **Journal of Basic Science and Engineering**, 19: 712-720.
- HANESCH M., SCHOLGER R., DEKKERS M.J. (2001). The application of fuzzy C-means cluster analysis and non-linear mapping to a soil data set for the detection of polluted sites. **Physics and Chemistry of the Earth** 26: 885-891.
- HENTSCHEL H.G.E., PROCACCIA I. (1983). The infinite number of generalized dimensions of fractals and strange attractors. **Physica D** 8: 435-444.
- IBGE. Mapas Temáticos, 2006. Disponível em: <www.ibge.gov.br>. Acesso em: fev.2014.
- IBGE. 2017. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Censo Agropecuário 2017: Resultados Preliminares. IBGE: Rio de Janeiro; 1-108.
- IPCC (2020) **Painel Intergovernamental sobre Mudança do Clima**. Mudança do clima e Terra. Contribution of Working Group III. Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge University Press: Cambridge, United Kingdom and New York.
- JI W., LIN M., BISWAS A., SI B.C., CHAU H.W., CRESSWELL H.P. (2016). Fractal behavior of soil water storage at multiple depths. **Nonlinear Process in Geophysics** 23: 269-284.
- JING Z., WANG J., WANG R., WANG P. (2020). Using multi-fractal analysis to characterize the variability of soil physical properties in subsided land in coal-mined area. **Geoderma** 361: 114054.
- KRAVCHENKO A.N., BOAST C.W., BULLOCK D.G. (1999). Multifractal analysis of soil spatial variability. **Agronomy Journal** 91: 1033-1041.
- KRAVCHENKO A.N., BULLOCK D.G., BOAST C.W. (2000). Joint multifractal analysis of crop yield and terrain slope. **Agronomy Journal** 92: 1279-1290.
- KRZYSZCZAK J., BARANOWSKI P., ZUBIK M., HOFFMANN H. (2017). Temporal scale influence on multifractal properties of agro-meteorological time series. **Agricultural and Forest Meteorology** 239: 223-235.
- LA SCALA N.; MARQUES J.; PEREIRA G.T. & CORÁ J.E. (2000). Short-term temporal changes in the spatial variability model of CO₂ emissions from a Brazilian bare soil. **Soil Biology Biochemistry** 32: 1459-1462.

- LA SCALA N., PANOSSO A.R., PEREIRA G.T., GONZÁLEZ A.P., MIRANDA J.G.V. (2009). Fractal dimension and anisotropy of soil CO₂ emission in an agricultural field during fallow. **International Agrophysics** 23: 353-358.
- LAL R. (2009). Challenges and opportunities in soil organic matter research. **European Journal Soil Science** 60: 158-169.
- LEAL F.T., FRANÇA A.B.C., SIQUEIRA D.S., TEIXEIRA D.D.B., JÚNIOR J.M., LA SCALA N. (2015). Characterization of potential CO₂ emissions in agricultural areas using magnetic susceptibility. **Scientia Agricola** 72: 535-539.
- LEIVA J.O.R., SILVA R.A. BUSS R.N., FRANÇA V.L., SOUZA A.A., SIQUEIRA G.M. (2019). Multifractal analysis of soil penetration resistance under sugarcane cultivation. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental** 23: 538-544.
- LEPSCH I.F. **19 lições de Pedologia**. São Paulo: Oficina de Textos, 2011. 456p.
- LINDSEY R. (2020). Climate Change: Atmospheric Carbon Dioxide. [www.gov.Climate.gov](http://www.gov.climate.gov)
- LIU J., MA X, ZHANG Z. (2010). Multifractal study on spatial variability of soil water and salt and its scale effect. **Transactions of the CSAE** 26: 81–86
- LÓPEZ-SANTIAGO J.G., CASANOVA-LUGO F., VILLANUEVA-LÓPEZ G., DÍAZ-ECHEVERRÍA V.F., SOLORIO-SÁNCHEZ F.J., MARTÍNEZ-ZURIMENDI P., ARYAL D.R., CHAY-CANUL A.J. (2019). Carbon storage in a silvopastoral system compared to that in a deciduous dry forest in Michoacán, Mexico. **Agroforest System** 93 199-211.
- LORENZ K., LAL R. (2014). Soil organic carbon sequestration in agroforestry systems. A review. **Agronomy for Sustainable Development** 34: 443- 454.
- LÜTZOW M.V., KÖGEL-KNABNER I., EKSCHMITT K., MATZNER E., GUGGENBERGER G., MARSCHNER B., FLESSA H. (2006) Stabilization of organic matter in temperate soils: Mechanisms and their relevance under different soil conditions - A review. **European Journal of Soil Science** 57: 426-445.
- MALTONI K.L. Estudo de Compactação e/ou Adensamento em Subsuperfície de Latosso sob diferentes usos. 1994. 73 p. Tese (Solos e nutrição de plantas) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 1994.
- MANDELBROT B.B. (1982) **The fractal geometry of nature**. W.H. Freeman, San Francisco, CA.
- MARINHO M.A., PEREIRA M.W.M., VÁZQUEZ E.V., LADO M., GONZÁLEZ A.P. (2017). Depth distribution of soil organic carbon in an Oxisol under different land uses: Stratification indices and multifractal analysis. **Geoderma** 287: 126-134.

- MARIOTTI C.A., HUDSON G., HAMILTON D., NEILSON R, ROAG B., HANDLEY L.L., WISHART J., SCRIMGEOUR C.M., ROBINSON D. (1997) Spatial variability of soil total C and N and their stable isotopes in an upland Scottish grassland. **Plant and Soil** 196: 151-162.
- MEGDA M.M., CARVALHO M.D.P.E., VIEIRA M.X., ANDREOTTI M., PEREIRA E.C. (2008). Correlação linear e espacial entre a produtividade de feijão e a porosidade de um Latossolo Vermelho de Selvíria (MS). **Revista Brasileira de Ciência do Solo** 32: 781-788.
- MENEVEAU C., SREENIVASAN K.R., KAILASNAT P., FAN M.S. (1990). Joint multifractal measures. Theory and applications to turbulence. **Physical Review A** 41: 894-913.
- MILLEN D.D., ARRIGONI M.D.B. (2013). Drivers of change in animal protein production systems: Changes from 'traditional' to 'modern' beef cattle production systems in Brazil. **Animal Frontiers** 3: 56-60.
- MILORI D.M.B.P., GALETI H.V.A., MARTIN-NETO L., DIECKOW J., PÉREZ M.G., BAYER C., SALTON J. (2006). Organic matter study of whole soil samples using laser-induced fluorescence spectroscopy. **Soil Science of Society American Journal** 70: 57–63.
- MOITINHO M.R., PADOVAN M.P., PANOSSO A.R., TEIXEIRA D.D.B., FERRAUDO, A.S., LA SCALA N. (2015). On the spatial and temporal dependence of CO₂ emission on soil properties in sugarcane (*Saccharum* spp.) production. **Soil and Tillage Research** 148: 127-132.
- MOITINHO M.R., FERRAUDO A.S., PANOSSO A.R., BICALHO E.D.A.S., TEIXEIRA D.D.B., BARBOSA M.D.E.A., LA SCALA N. (2021). Effects of burned and unburned sugarcane harvesting systems on soil CO₂ emission and soil physical, chemical, and microbiological attributes. **Catena** 196: 104903.
- NAIR R.P.K., NAIR V.D., MOHAN K.B., SHOWALTER J.M. (2010). Carbon sequestration in agroforestry systems. **Advances in Agronomy** 108: 237-307.
- NEIRA J., ORTIZ M., MORALES L., ACEVEDO E. (2015). Oxygen diffusion in soils: Understanding the factors and processes needed for modeling. **Chilean Journal of Agricultural Research**, 75: 35-44.
- NOGUEIRA D.C.S., FERNANDES C., SOUZA L.C., CAMARGO L.A., FERRAUDO A.S. (2020). Effects of clay fraction mineralogy on physical attributes of a yellow Ultisol treated with chiseling. **Engenharia Agrícola** 40: 433-442.
- NOVARA A., ARMSTRONG A., GRISTINA L., SEMPLE K.T., QUINTON J.N. (2012). Effects of soil compaction, rain exposure and their interaction on soil carbon dioxide emission. **Earth Surface Processes and Landforms** 37: 994-999.

- ODOEMENE A. (2017). Climate change and land grabbing. **Research Handbook on Climate Change and Agricultural Law**, p.423-449.
- ONU (2019) Organização das Nações Unidas. Disponível em: <http://news.un.org>
- PANOSSO A.R., PEREIRA G.T., MARQUES J., LA SCALA N. (2008). Variabilidade espacial da emissão de CO₂ em Latossolos sob cultivo de cana-de-açúcar em diferentes sistemas de manejo. **Engenharia Agrícola** 28: 227–236.
- PANOSSO A.R., MARQUES J., MILORI D.M.B.P., FERRAUDO A.S., BARBIERI D.M., PEREIRA G.T., LA SCALA N. (2011) Soil CO₂ emission and its relation to soil properties in sugarcane areas under Slash-and-burn and Green harvest. **Soil and Tillage Research** 111:190-196.
- PANOSSO A.R., PERILLO L.I., FERRAUDO A.S., PEREIRA G.T., VIVAS MIRANDA J.G., LA SCALA N. (2012). Fractal dimension and anisotropy of soil CO₂ emission in a mechanically harvested sugarcane production area. **Soil and Tillage Research** 124: 8-16.
- PAUSTIAN K., LEHMANN J., OGLE S., REAY D., ROBERTSON G.P., SMITH P. (2016). Climate-smart soils. **Nature** 532: 49–57.
- PAUSTIAN K., SIX J., ELLIOTT E.T., HUNT, H.W. (2000). Management Options for Reducing CO₂ Emissions from Agricultural soils. **Biogeochemistry** 48: 147-163.
- PELUCO R.G., JÚNIOR J.M., SIQUEIRA D.S., PEREIRA G.T., BARBOSA R.S., TEIXEIRA D.D.E.B., CORTEZ L.A. (2013). Suscetibilidade magnética do solo e estimativa da capacidade de suporte à aplicação de vinhaça. **Pesquisa Agropecuária Brasileira** 48: 661-672.
- PERRIER E., TARQUIS A.M., DATHE A. (2006). A program for fractal and multifractal analysis of two-dimensional binary images: computer algorithms versus mathematical theory. **Geoderma** 134: 284-294.
- PROBIO (2004). Available from <http://www.mma.gov.br>. RadamBrasil, 1982. **Programa de integração nacional. Levantamento de recursos naturais** 26, Folha SD- “Cuiaba” Ministério das Minas e Energia- MME/DNPM, Rio de Janeiro, RJ, Brasil, 445.
- R DEVELOPMENT CORE TEAM. A language and environment for statistical computing. R foundation for statistical computing. Vienna: [s.n.], 2017. ISBN 3-900051-07-0, 2018.
- RAIJ B. VAN, ANDRADE J.C., CANTARELLA H., QUAGGIO J.A. (2001). **Análise química para avaliação da fertilidade de solos tropicais**. Campinas: Instituto Agronômico de Campinas. 285 pp.
- REINERT D.J., REICHERT J.M., 2006. **Propriedades físicas do solo**. Santa Maria: Departamento de Solos, UFSM. 18 p.

- RENYI A. (1955). On a new axiomatic theory of probability. **Acta Mathematica Hungarica** 6: 285-335.
- RODRÍGUEZ-LADO L., LADO, M. (2017). Relation between soil forming factors and scaling properties of particle size distributions derived from multifractal analysis in topsoils from Galicia (NW Spain). **Geoderma** 287: 147-156.
- ROSCOE R., BUURMAN P. (2000). Disruption of Soil Aggregates by Varied Amount of Ultrasonic Energy in Fractionation of Clay Latosol. **European Journal of Soil Science** 51: 445-454.
- ROSCOE R., BUURMAN P. (2003) Tillage effects on soil organic matter in density fractions of a Cerrado Oxisol. **Soil & Tillage Research** 70: 107-119.
- SAN JOSÉ MARTÍNEZ F., CANIEGO J., GUBER A., PACHEPSKY Y., REYES M. (2009). Multifractal modeling of soil microtopography with multiple transects data. **Ecological Complexity** 6: 240–245.
- SANTOS G.A.A., MOITINHO M.R., SILVA B.O., XAVIER C.V., TEIXEIRA D.B., CORA J.E., LA SCALA JR N. (2019) . Effects of long-term no-tillage systems with different succession cropping strategies on the variation of CO₂ emission. **Science of the total environment** 686: 413-424.
- SEGNINI A., CARVALHO J.L.N., BOLONHEZI D., MILORI D.M.B.P., DA SILVA W.T.L., SIMÕES M.L., MARTIN-NETO L. (2013). Carbon stock and humification index of organic matter affected by sugarcane straw and soil management. **Scientia Agrícola** 70: 321–326.
- SEGNINI A., XAVIER A.A.P., OTAVIANI-JÚNIOR P.L., OLIVEIRA P.P.A., PEDROSO A.F., PRAES M.F.F.M., RODRIGUES P.H.M., MILORI D.M.B.P.. (2019). Soil carbon stock and humification in pastures under different levels of intensification in Brazil. **Scientia Agrícola** 76: 33-40.
- SEGNINI A., POSADAS A., QUIROZ R., MILORI D.M.B.P., MARTIN NETO L., VAZ C.M.P. (2008). Comparative assessment of soil carbon stocks in different agroecologies in Southern Peru. In: **15 th Triennial Symposium of the International Society for Tropical Root Crops (ISTRC)**, 2009, Lima - Peru. 15 th Triennial Symposium of the International Society for Tropical Root Crops (ISTRC).
- SILVA Ê.F.F., TOMILLO A.G., SOUZA D.H.S., VIDAL-VÁZQUEZ E., SIQUEIRA G.M., GONZÁLEZ A.P. (2021). Multifractal and joint multifractal analysis of soil micronutrients extracted by two methods along a transect in a coarse textured soil. **European Journal of Soil Science** 72: 608-622.
- SILVA A.R., SOUZA JÚNIOR I.V., COSTA A.C.S. (2010). Susceptibilidade magnética do horizonte B de solos do Estado do Paraná. **Revista Brasileira de Ciência do solo** 34: 329-337.
- SILVA B.O., MOITINHO M.R., SANTOS G.A.A., TEIXEIRA D.D.B., FERNANDES C., LA SCALA N. (2019). Soil CO₂ emission and short-term

- soil pore class distribution after tillage operations. **Soil and Tillage Research** 186: 224-232.
- SILVA P.A. DA, DE LIMA B.H., LA SCALA N., PERUZZI N.J., CHAVARETTE F.R., PANOSSO A.R. (2020). Spatial variation of soil carbon stability in sugarcane crops, central-south of Brazil. **Soil and Tillage Research** 202: 104667.
- SIQUEIRA D.S., JÚNIOR J.M., TEIXEIRA D.D.B., MATIAS S.S.R., CAMARGO L.A., PEREIRA G.T. (2016). Magnetic susceptibility for characterizing areas with different potentials for sugarcane production. **Pesquisa Agropecuaria Brasileira** 51: 1349-1358.
- SMITH K.A., BALL T., CONEN F., DOBBIE K.E., MASSHEDER J., REY A. (2018). Exchange of greenhouse gases between soil and atmosphere: interactions of soil physical factors and biological processes. **European Journal of Soil Science** 69:10-20.
- SOE A.R.B, BUCHMANN N. (2005). Spatial and temporal variations in soil respiration in relation to stand structure and soil parameters in an unmanaged beech forest. **Tree Physiology** 25: 1427-1436.
- SOUZA L.C., FERNANDES C., NOGUEIRA D.C.S., MOITINHO M.R., BICALHO E. DAS, LA SCALA N. (2019). Can partial cultivation of only the sugarcane row reduce carbon dioxide emissions in an Oxisol and Ultisol? **Agronomy Journal** 109: 1113–1121.
- STOYAN H., DE-POLLI H., BÖHM S., ROBERTSON G.P., PAUL E.A. (2000). Spatial heterogeneity of soil respiration and related properties at the plant scale. **Plant and Soil** 222: 203-214.
- TEIXEIRA D.B., BICALHO E.S., PANOSSO A.R., PERILLO L.I., IAMAGUTI J.L., PEREIRA G.T., LA SCALA JÚNIOR N.(2011). Krigagem ordinária e simulação sequencial gaussiana na interpolação da emissão de CO₂ do solo. **Revista Energia na Agricultura** 26: 26-42.
- TEIXEIRA D.D.B., BICALHO E. DA S., PANOSSO A.R., PERILLO L.I., IAMAGUTI J.L., PEREIRA G.T., LA SCALA JR N. (2012). Uncertainties in the prediction of spatial variability of soil CO₂ emissions and related properties. **Revista Brasileira de Ciência Do Solo** 36: 1466-1475.
- THORNTON P. (2012). **Recalibrating food production in the developing world: global warming will change more than just the climate**. CCAFS Policy Brief n.6.CGIAR Research Program on Climate Change, Agriculture and Food Security (CCAFS).
- TIRADO M.C., CLARKE R., JAYKUS L.A., MCQUATTERS-GOLLOP A., FRANK J.M. (2010). Climate change and food safety: A review. **Food Research International** 43: 1745-1765.
- TOMILLO A.G., DIAS R.S., VÁZQUEZ E.V., VILA, I.V., ARMESTO M.V., DAFONTE J.D., GONZÁLEZ A.P. (2020). Multifractal and joint multifractal

- description of available nutrients concentrations extracted by two methods along short transects. **Archives of Agronomy and Soil Science** 66: 236-249.
- UNFPA (2012) The state of the world population report. By choice, not by chance: family planning, human rights and development. United Nations Population Fund, New York.
- VICENTINI M.E., PINOTTI C.R., HIRAI W.Y., DE MORAES M.L.T., MONTANARI R., TEIXEIRA FILHO M.C.M., MILORI D.M.B.P., LA SCALA N., PANOSSO A.R. (2019). CO₂ emission and its relation to soil temperature, moisture, and O₂ absorption in the reforested areas of Cerrado biome, Central Brazil. **Plant and Soil** 444: 193-211.
- VICSEK T. (1992). Fractal Growth Phenomena, second ed. Word Scientific Publishing Co, Singapore.
- VIDAL VÁZQUEZ E., CAMARGO O.A., VIEIRA S.R., MIRANDA J.G.V., MENK J.R.F., SIQUEIRA G.M., MIRÁS-AVALOS J.M., PAZ GONZÁLEZ. A. (2013). Multifractal analysis of soil properties along two perpendicular transects. **Vadose Zone Journal** 12(3):1-13.
- VIDAL VÁZQUEZ E., FERREIRO J.P., MIRANDA J.G.V., GONZÁLEZ A.P. (2008). Multifractal Analysis of Pore Size Distributions as Affected by Simulated Rainfall. **Vadose Zone Journal** 7: 500–511.
- VIDAL VÁZQUEZ E., GARCÍA MORENO R., MIRANDA J.G.V., DÍAZ M.C., SAÁ REQUEJO A., PAZ FERREIRO J., TARQUIS A.M. (2008). Assessing soil surface roughness decay during simulated rainfall by multifractal analysis. **Nonlinear Processes in Geophysics** 15: 457-468.
- WANG F., WANG J., WANG Y. (2019). Using multi-fractal and joint multi-fractal methods to characterize spatial variability of reconstructed soil properties in an opencast coal-mine dump in the Loess area of China. **Catena** 182: 104111.
- WARRICK A.W., NIELSEN D.R. (1980) Spatial variability of soil physical properties in the field. In: Hille LD (ed) **Application of soil physics**. Academic Press, New York, pp 319-344.
- WICK A.F., PHILLIPS R.L., LIEBIG M.A., WEST M., LEE DANIELS W. (2012) Linkages between soil micro-site properties and CO₂ and N₂O emissions during a simulated thaw for a northern prairie Mollisol. **Soil, Biology & Biochemistry** 50: 118-125.
- XAVIER C.V., MOITINHO M.R., TEIXEIRA D.D.B, SANTOS G.A.A., BARBOSA M.A., MILORI D.M.B.P., LA SCALA JÚNIOR N. (2019). Crop rotation and succession in a no-tillage system: Implications for CO₂ emission and soil attributes. **Journal of Environmental Management** 245: 8-15.
- XAVIER C.V., MOITINHO M.R., TEIXEIRA D.D.B., SANTOS G.A.A., CORÁ, J.E., LA SCALA N. (2020). Crop rotation and sequence effects on temporal

variation of CO₂ emissions after long-term no-till application. **Science of the Total Environment** 709: 136107.

XAVIER A.A.P. (2015). **Avaliação do acúmulo e emissão de carbono do solo sob sistemas produtivos de pastagem**. Dissertação (Mestrado)– Instituto de Química de São Carlos, Universidade de São Paulo- USP, São Carlos.

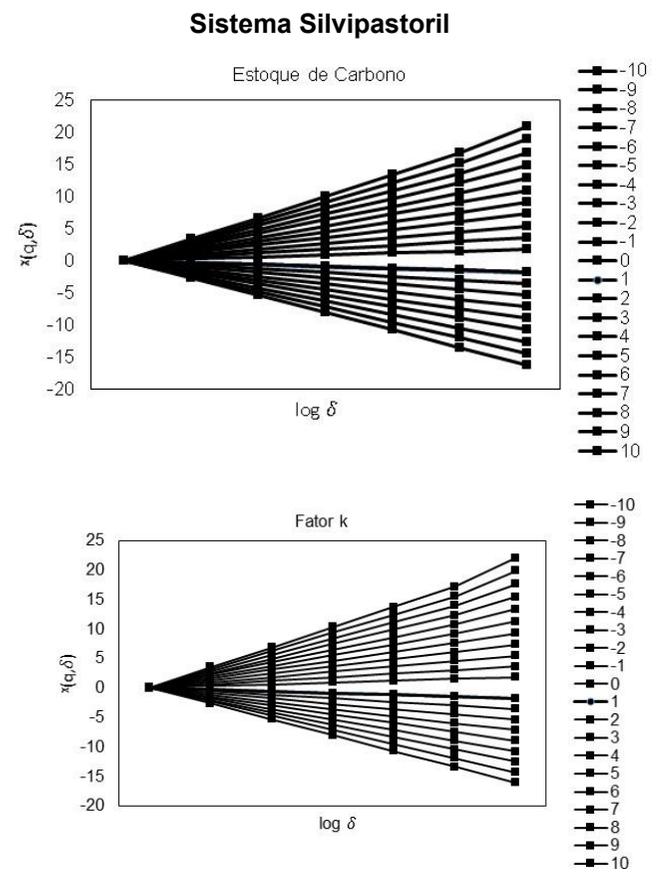
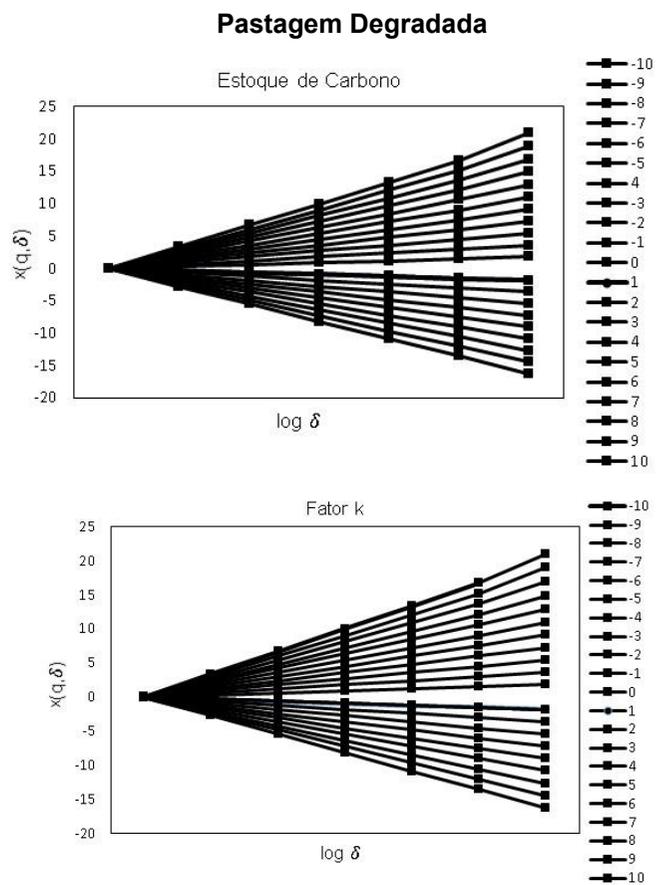
XU L., WANG M., TIAN Y., SHI X., SHI Y., YU Q., XIE X. (2020). Relationship between macropores and soil organic carbon fractions under long-term organic manure application. **Land Degradation and Development** 31: 1344-1354,

ZELEKE T.B., BING C.S. (2004). Scaling properties of topographic indices and crop yield: Multifractal and joint multifractal approaches. **Agronomy Journal** 96:1082-1090.

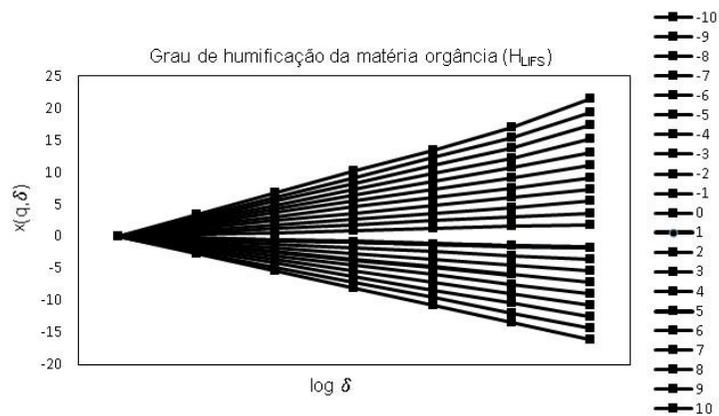
ZELEKE T.B., SI B.C. (2005).Scaling relationships between saturated hydraulic conductivity and soil physical properties.**Soil Science Society American Journal** 69: 1691-1702.

ZELEKE T.B., SI B.C. (2006). Characterizing scale-dependent spatial relationships between soil properties using multifractal techniques. **Geoderma** 134: 440–452.

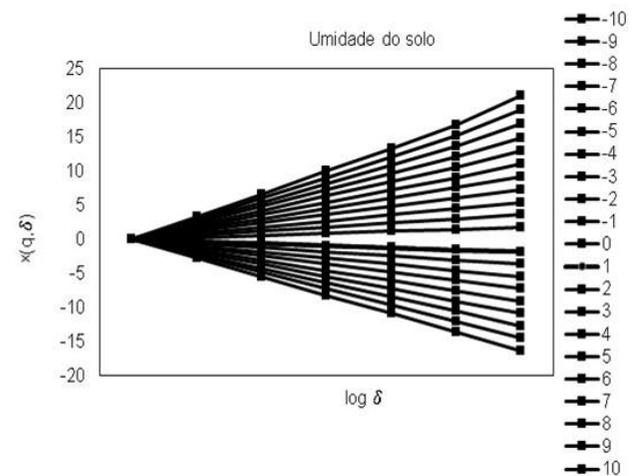
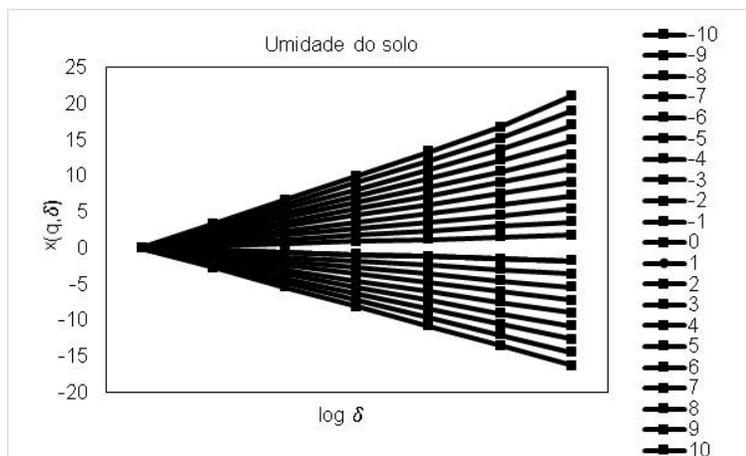
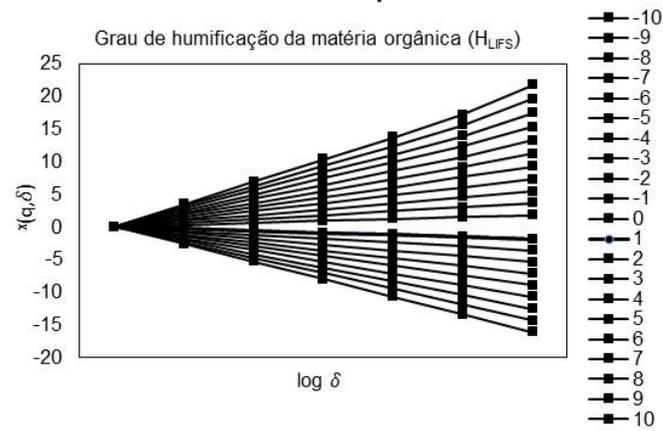
ANEXO I. Gráficos da função de partição dos atributos do solo nas áreas de pastagem degradada e sistema silvipastoril na camada de 0,00 – 0,10 m.



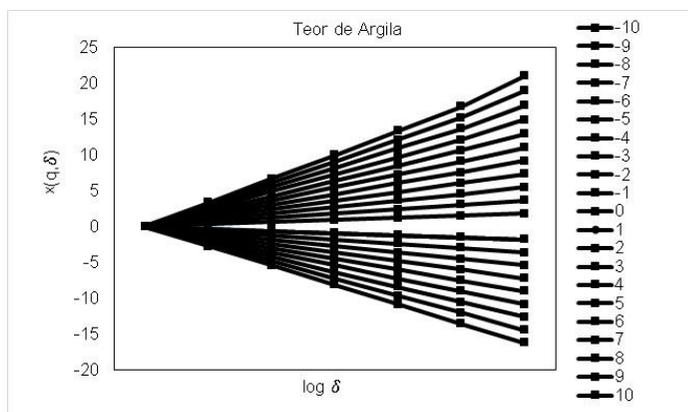
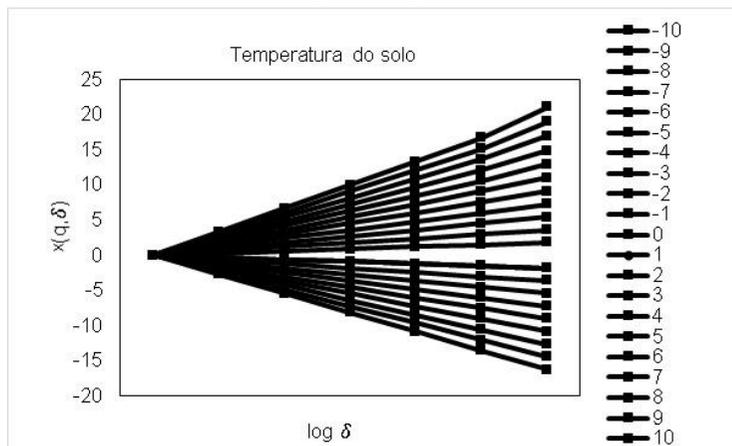
Pastagem Degradada



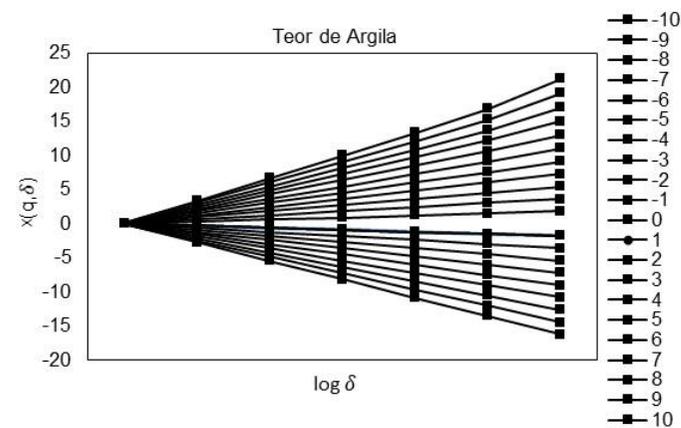
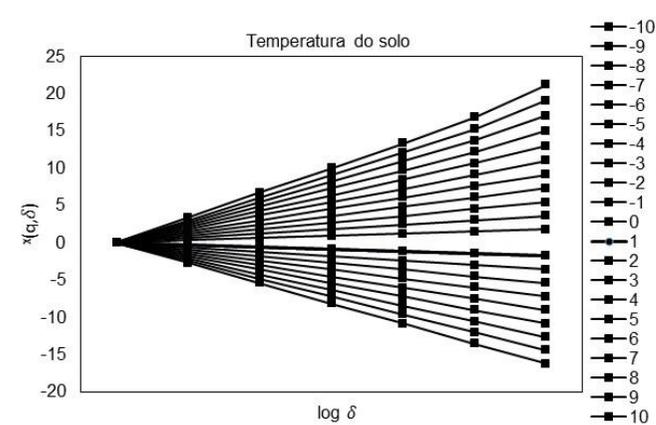
Sistema Silvipastoril



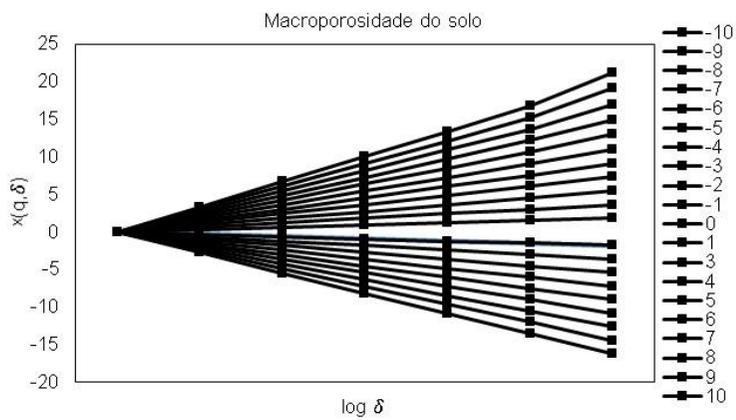
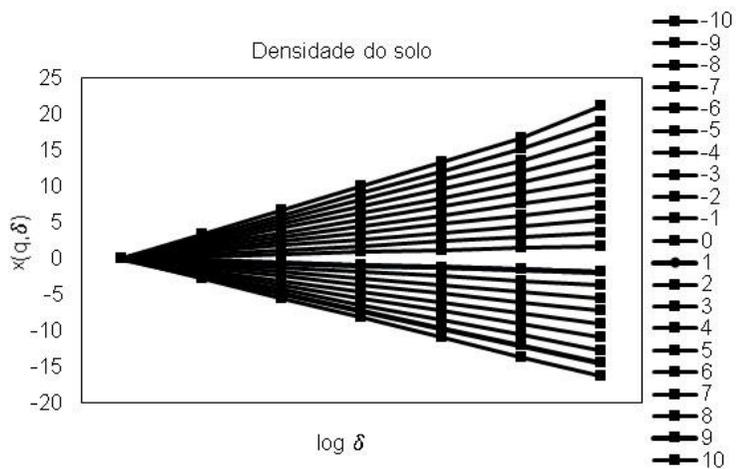
Pastagem Degradada



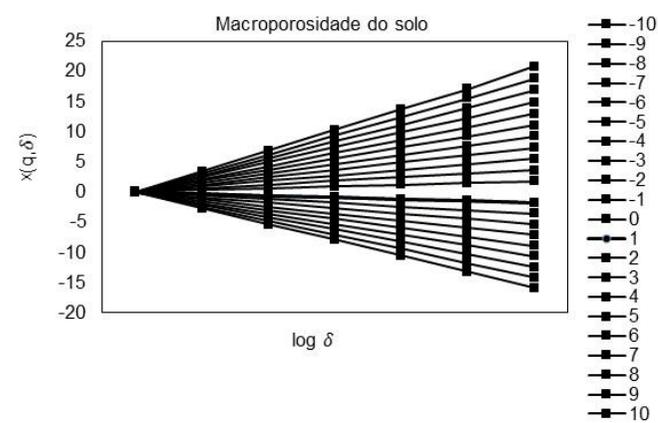
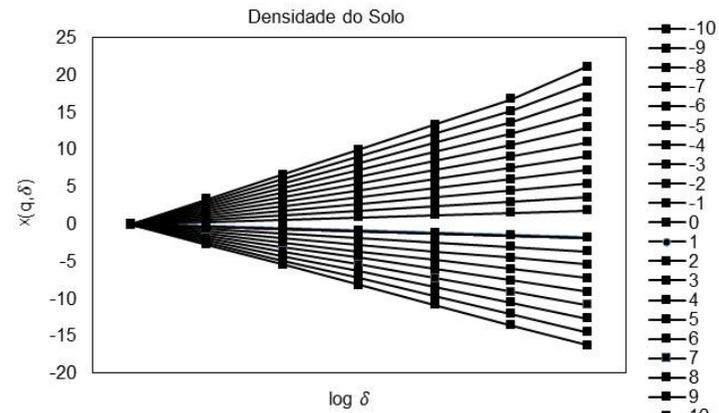
Sistema Silvopastoril



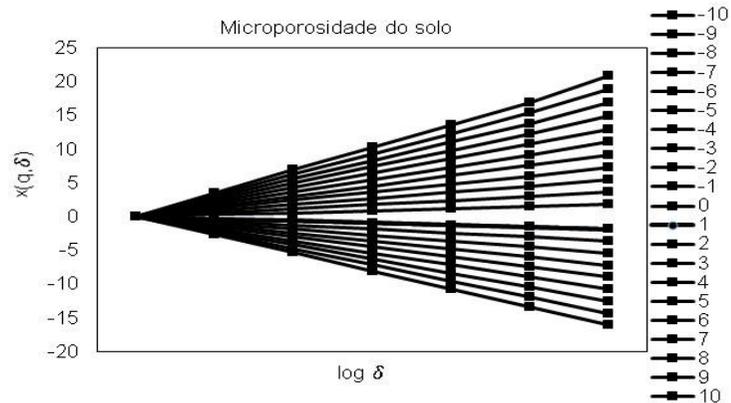
Pastagem Degradada



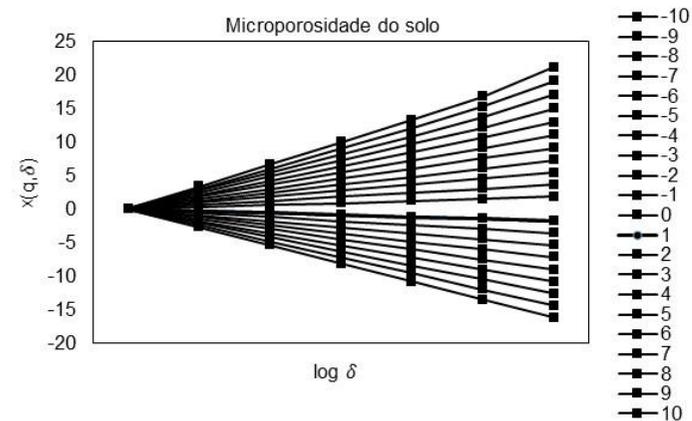
Sistema Silvopastoril



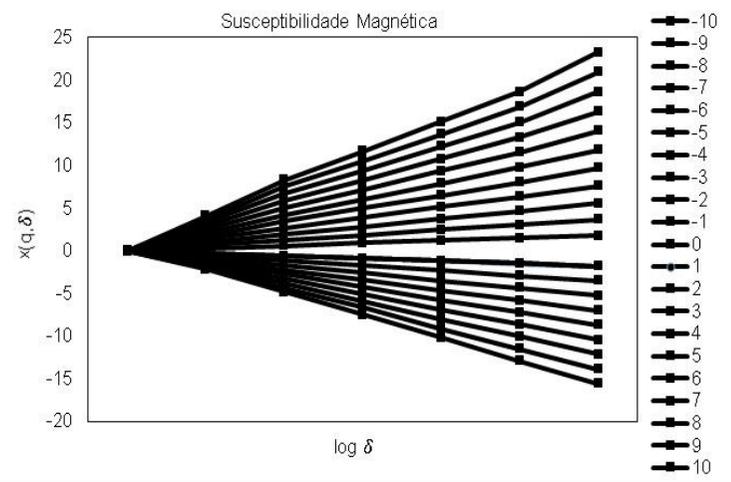
Pastagem Degradada



Sistema Silvopastoril



Susceptibilidade Magnética



Susceptibilidade magnética

