

## CARACTERIZAÇÃO MULTIFRACTAL DA DIVERSIDADE BIOLÓGICA DO SOLO E DO ESTOQUE DE CARBONO EM CULTIVO DE CANA-DE-AÇÚCAR

Anderson de Almeida Souza<sup>1</sup>, Glécio Machado Siqueira<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Departamento de Geociências, Universidade Federal do Maranhão, São Luís, Maranhão, Brasil. e-mail: [anderson.souza@outlook.com](mailto:anderson.souza@outlook.com); [gleciosiqueira@hotmail.com](mailto:gleciosiqueira@hotmail.com)

**RESUMO.** A intensidade de manejo do solo nas áreas de produção com cana-de-açúcar pode contribuir negativamente sobre o estoque de carbono do solo e a fauna epígea, modificando inclusive o seu padrão de variabilidade espacial. O objetivo deste trabalho foi avaliar a multifractalidade da fauna epígea e do estoque de carbono sob cultivo de cana-de-açúcar. A amostragem foi realizada em um transecto contendo 145 pontos com espaçamento de 20 m. A fauna do solo foi avaliada considerando os grupos funcionais (sociais, predadores, micrófagos, fitófagos e outros) e índices de diversidade da fauna edáfica. Foi comprovado que a análise multifractal pode ser útil para avaliar o padrão de distribuição da diversidade da fauna do solo, representada por grupos funcionais e índices de diversidade, e, estoque de carbono. Os índices de diversidade apresentaram maior heterogeneidade quando comparado aos grupos funcionais, e estoque de carbono se comportou como quase monofractal ao longo do transecto.

**ABSTRACT.** Soil management intensity in sugarcane production areas can negatively contribute to soil carbon stock and epigeal fauna, even modifying their spatial variability pattern. The objective of this work was to evaluate the multifractality of epigeal fauna and carbon stock under sugarcane cultivation. Sampling was performed in a transect containing 145 points with a spacing of 20 m. The soil fauna was evaluated considering the functional groups (social, predators, microphages, phytophagous and others) and diversity indexes of the soil fauna. It has been shown that the multifractal analysis can be useful to evaluate the distribution pattern of the diversity of soil fauna, and functional groups represented by diversity index, and carbon stock. Diversity indices showed higher heterogeneity when compared to functional groups and carbon stock behave as quasi monofractal.

### 1.- Introdução

O Brasil é o maior produtor mundial de cana-de-açúcar, com estimativa de safra para 2019/20 de 616 milhões de toneladas, em uma área superior a 8 milhões de hectares (CONAB, 2019). Os sistemas de cultivos de cana-de-açúcar envolvem um elevado nível de manejo apresentando muitos problemas ambientais, como a diminuição do estoque de carbono e a redução da diversidade do solo.

Alguns estudos têm se dedicado à compreensão da dinâmica dos atributos biológicos na zona não saturada do

solo, principalmente com relação ao conhecimento da variabilidade espacial (Cambardella et al. 1994; Grüneberg et al. 2010; Gholami et al. 2016; Silva et al. 2018).

De acordo com Wagg et al. (2014), a diminuição da diversidade biológica do solo e a simplificação na composição da comunidade edáfica estão relacionadas com a produtividade dos cultivos, do conteúdo e qualidade do carbono orgânico do solo sendo os serviços/processos ecossistêmicos desenvolvidos pela fauna edáfica afeta a fertilidade do solo e a manutenção dos agroecossistemas.

Uma das formas de se avaliar a diversidade da fauna epígea é por meio de índices de diversidade biológica, que permitem avaliar a estrutura e composição dentro de uma comunidade e entre comunidades (Magurran, 2004). Todavia, se faz necessário outras técnicas que levem em conta escalas menores e assim sejam mais precisas para quantificar a fauna do solo, uma vez que a destruição de habitats é a maior causadora de extinção faunística (Skogen et al. 2018). De acordo com Freitas et al. (2018) os sistemas de cultivo de cana-de-açúcar apresentam elevada redução da diversidade da fauna edáfica associada principalmente à diminuição do estoque de carbono.

A variabilidade espacial e a heterogeneidade são consideradas como propriedades inerentes do solo e seus processos (Marinho et al. 2017). Desta maneira, é preciso compreender a dinâmica da fauna epígea e do estoque de carbono sob cultivo de cana-de-açúcar por meio de modelagem matemática que leve em consideração a variabilidade de escala dos dados. Nesse sentido, a análise multifractal permite estudar a variabilidade espacial da fauna do solo considerando diferentes escalas.

A análise multifractal nos últimos anos foi utilizada para o estudo de atributos físicos e químicos do solo (Siqueira et al. 2013; Dafonte Dafonte et al. 2015; Marinho et al. 2017; Paz-Ferreiro et al. 2018) e não há estudos sobre a aplicação dessa ferramenta à fauna edáfica. Por necessitar de mais de um expoente para descrever as propriedades de escalas, a análise multifractal permite caracterizar melhor o comportamento ou estruturas de objetos e fenômenos em séries temporais ou espaciais (Bertol et al. 2017), justificando a sua aplicação para a compreensão da diversidade da fauna edáfica e do estoque de carbono do solo em áreas de cultivo com cana-de-açúcar, dada a complexidade destes atributos já estudados por outros métodos de análise.

Assim, o objetivo deste trabalho foi avaliar a multifractalidade da fauna do solo e do estoque de carbono ao longo de um transecto em área cultivada com cana-de-açúcar. Nós hipotetizamos que os atributos biológicos da

fauna edáfica e o estoque de carbono possuem propriedades de escala multifractal ao longo de transecto sob cultivo de cana-de-açúcar.

## 2.- Materiais e Métodos

### 2.1- Área de estudo

A área de estudo está localizada na Usina Santa Teresa, município de Goiana (Pernambuco, Brasil), cujas coordenadas geográficas são: 07° 34' 25" S e 34° 55' 39" W e altitude média de 62 m. O clima da região de acordo com a classificação de Köppen, é do tipo tropical úmido (As'), com temperatura média anual de 24 °C e volume pluviométrico médio anual de 1654 mm. O solo da área em estudo é classificado como Argissolo Amarelo distrocioso abrupto (EMBRAPA, 2018). A paisagem da região é composta predominantemente por restingas nas baixadas e floresta Atlântica nas regiões mais elevadas do relevo.

### 2.2.- Amostragem

A amostragem dos atributos em estudo foi realizada no dia 10/11/2015 em um transecto contendo 145 pontos com espaçamento de 20 m, totalizando 2880 m em uma área cultivada com cana-de-açúcar (variedade RB92579).

A fauna do solo foi amostrada utilizando armadilhas do tipo *pitfall*, contendo solução de 200 mL de formol a 4% (Aquino et al. 2006), e permaneceram em campo por um período de sete dias, e seu conteúdo armazenado em frascos herméticos e identificados à nível taxonômico de ordem ou família, seguindo os procedimentos descritos por Lawrence (1994). Após a identificação, foi determinado o número de indivíduos armadilha<sup>-1</sup> dia<sup>-1</sup> (Ind arm<sup>-1</sup> d<sup>-1</sup>) e calculados os índices de diversidade biológica da fauna epígea (Shannon e Pielou, para medir a diversidade e a uniformidade, respectivamente). Posteriormente, os grupos taxonômicos foram separados considerando sua relação com o ambiente, segundo Silva et al. (2013), considerando o uso do habitat e seus recursos alimentares. Agrupando os organismos em: sociais (Formicidae e Isoptera), predadores (Acari, Araneae, Colleoptera e Scorpionida), micrófagos (Collembola), fitófagos (Sternorrhyncha e Phasmatodea) e outros (Diptera, Lepidoptera e Orthoptera) que não apresentam função definida no solo.

O estoque de carbono do solo (Mg ha<sup>-1</sup>) foi determinado na camada de 0-0,2 m de profundidade, de acordo com Veldkamp (1994): EstC=(CO×Ds×E)/10; onde EstC é o estoque de carbono (Mg ha<sup>-1</sup>), CO é o teor de carbono orgânico (g Kg<sup>-1</sup>), Ds é a densidade do solo (Mg m<sup>-3</sup>) e E é a espessura da camada estudada (0-0.2 m). Neste caso, amostras indeformadas foram coletadas para determinação da densidade do solo utilizando anéis volumétricos de 100 cm<sup>3</sup>, e o seu conteúdo posteriormente foi utilizado para determinação do conteúdo de carbono orgânico utilizando espectrofotometria (Raij et al. 2001).

### 2.3.- Análise estatística

Foram determinados os principais momentos estatísticos [média, coeficiente de variação, assimetria, curtose e D - desvio máximo em relação à distribuição de frequência por meio do teste de Kolmogorov-Smirnov ( $p \leq 0,01$ )].

### 2.4.- Análise multifractal

A análise multifractal foi realizada considerando o método do momento (Halsey et al. 1986), onde foram geradas sucessivas partições para k (k=1, 2, 3...), que geram para cada escala,  $\delta$ , um número de segmentos,  $N(\delta) = 2^k$  de tamanho característico,  $\delta = L \times 2^{-k}$ , cobrindo toda a extensão do suporte, L, no caso um transecto (Evertsz e Mandelbrot, 1992; Vidal-Vazquez et al. 2013).

Os atributos biológicos e o estoque de carbono foram convertidos em uma distribuição de massa ao longo do suporte. Assim, permitindo o cálculo de probabilidade da função de massa ( $p_i$ ) para cada segmento foi estimado com uma proporção de acordo com:  $p_i(\delta) = N_i(\delta)/N_t$ , onde  $N_i(\delta)$  é o valor da medida em um determinado segmento, e  $N_t$  é a soma da medida em todo transecto.

A função de partição,  $\chi(q, \delta)$ , de ordem  $q$  foi calculada a partir da probabilidade de função de massa,  $p_i(\delta)$ , Eq. (1):

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

onde  $N(\delta)$  é o número de segmentos com tamanho  $\delta$  e os momentos estatísticos  $q$  são definidos por  $-\infty < q < \infty$ .

Um gráfico log-log da quantidade  $\chi(q, \delta)$  versus  $\delta$  (função de partição) para diferentes valores de  $q$ , tem a seguinte propriedade de escala:

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

sendo que,  $\tau(q)$  é uma função não linear de  $q$ , conhecida como função de expoente de massa. Observe que o método dos momentos justifica-se se os gráficos da função de partição de partição,  $\chi(q, \delta)$  versus  $\delta$ , apresentam linhas retas (Halsey et al. 1986).

A dimensão generalizada é utilizada para caracterizar as medidas multifractais de ordem  $q$ , sendo  $D_q$ , obtida diretamente da relação com o expoente de massa  $\tau q$  (Hentschel & Procaccia, 1983), Eq. (3):

$$D_q = \frac{\tau(q)}{1-q} \quad (q \neq 1) \quad (3)$$

Porém, quando se usa a Eq. (3),  $D_1$  se torna indeterminado porque o valor do denominador é zero. Portanto, para o caso de  $q=1$ ,  $D_q$  é estimado usando a regra de l'Hôpital, Eq. (4)

$$D_1 = \lim_{\delta \rightarrow \infty} \frac{1}{q-1} \frac{\log[\chi(q, \delta)]}{\log \delta} \quad (4)$$

Para medidas multifractais, o número  $N_\delta(\alpha)$  dos segmentos de tamanho  $\delta$ , com singularidade igual a  $\alpha$ ,

obedece a uma lei de potência:  $N(\alpha) \propto \delta^{-f(\alpha)}$ , onde  $\alpha$  é a singularidade ou expoente de Hölder caracterizando a densidade na enésima caixa e  $f(\alpha)$  é uma função contínua de  $\alpha$ . O gráfico de  $f(\alpha)$  versus  $\alpha$ , chamado de espectro multifractal, é caracterizado por apresentar uma forma de parábola côncava para baixo, com o alcance de  $\alpha$  valores aumentando com o aumento da heterogeneidade da medida.

Neste trabalho, a determinação das funções  $\alpha_q$  e  $f(\alpha)$  é realizada de acordo com o método de Chhabra e Jensen (1989). Este procedimento, permite que as propriedades de escala de uma função de partição modificada,  $\chi(q, \delta)$ , baseada na contribuição de segmentos individuais; uma vez que a função gerada é obtida, a variável normalizada  $\mu_i(q, \delta)$  é definida por:  $\mu_i(q, \delta) = \mu_i^q(\delta) / \sum_1^{n(\delta)} \mu_i^q(\delta)$ . Portanto, usando um conjunto de número reais,  $q$ , as relações aplicadas para calcular  $f(\alpha)$  e  $\alpha$  são:

$$f(\alpha(q)) \propto \frac{\sum_{i=1}^{N(\delta)} \mu_i(q, \delta) \log[\mu_i(q, \delta)]}{\log(\delta)} \quad (5a)$$

$$\alpha(q) \propto \frac{\sum_{i=1}^{N(\delta)} \mu_i(q, \delta) \log[\mu_i(\delta)]}{\log(\delta)} \quad (5b)$$

Neste trabalho, o espectro de dimensão generalizada,  $D_q$ , foi calculado variando entre os seguintes momentos estatísticos  $-5 \leq q \leq 5$  com incrementos de 1. Para os espectros de singularidade, os valores  $\alpha$  e  $f(\alpha)$  foram aceitos somente se o numerador das Eq. (5a) e (5b) variaram linearmente com o logaritmo de  $\delta$  (no denominador) com coeficientes de determinação,  $R^2 = 0.90$  como limite. Pares de  $f(\alpha) - \alpha$  com  $R^2$  menor que o limite não foram aceitos.

### 3.- Resultados e Discussão

Ao longo do transecto foram coletados 903 indivíduos distribuídos em 10 grupos taxonômicos [Sternorrhyncha (46), Colembolla (98), Acari (199), Araneae (18), Coleoptera (17), Scorpionida (29), Formicidae (469), Isoptera (3), Diptera (19) e Orthoptera (5)]. Os grupos com maior abundância ao longo do transecto foram Formicidae, Acari e Colembolla, sendo organismos comumente encontrados em áreas com cana-de-açúcar, pois estão relacionados com a quantidade e qualidade dos resíduos vegetais da cultura, conforme Franco et al. (2016) e Sauvadet et al. (2017).

O grupo funcional compreendido pelos artrópodes sociais (5,255) apresentou o maior valor médio ao longo do transecto (Tabela 1), sendo este o grupo funcional mais abundante, seguido por predadores (3,814), micrófagos (2,676), fitófagos (2,324) e outros (2,172). Nossos resultados coincidem com Silva et al. (2013) que descrevem os indivíduos sociais, predadores e micrófagos como os mais abundantes em uma área de restinga. Siqueira et al. (2016) estudando a fauna epigea do solo em áreas com cana-de-açúcar, restinga e floresta Atlântica também descreveram os grupos funcionais sociais, predadores e micrófagos como os mais abundantes.

O valor médio de estoque de carbono para a área em estudo

foi de 43,549 Mg ha<sup>-1</sup>, estando próximo aos valores descritos por Freitas et al. (2018) e Silva et al. (2018).

Os valores do coeficiente de variação (CV, % - Tabela 1) para os atributos em estudo descrevem variação média (CV = 12-60%) e elevada (CV  $\geq$  60%), conforme classificação de Warrick e Nielsen (1980). Silva et al. (2018) estudando a macrofauna do solo em diferentes usos e manejos encontraram valores de CV similares aos encontrados neste estudo. A elevada variabilidade dos dados é explicada por diversos fatores, entre eles se destacam o comportamento característico da fauna do solo, com grupos que vivem agregados ou devido ao comportamento social (Vasconcellos et al. 2013), as elevadas taxas de reprodução e oferta de alimento (Siqueira et al. 2014).

**Tabela 1.** Estatística descritiva de estoque de carbono e atributos biológicos ao longo do transecto.

	M	DP	CV (%)	A	C	D*
Micrófagos	2,676	1,343	50,193	2,286	4,789	0,403Ln
Predadores	3,814	3,034	79,566	2,852	9,389	0,275Ln
Sociais	5,255	5,340	101,606	3,154	11,740	0,271Ln
Fitófagos	2,324	1,269	54,586	5,182	30,506	0,497Ln
Outros	2,172	0,462	21,251	3,176	12,045	0,501Ln
Ind. arm <sup>-1</sup> d <sup>-1</sup>	0,894	1,009	112,867	2,245	6,336	0,188Ln
Pielou	0,519	0,413	79,634	-0,332	-1,690	0,261Ln
Shanon-Wiener	0,219	0,195	88,815	0,277	-1,054	0,235Ln
Est de Carbono	43,549	11,510	25,083	1,454	4,664	0,160Ln

M: média; DP: desvio padrão; CV: coeficiente de variação; A: assimetria; C: curtose; Ln: lognormal; D\*: teste de normalidade de Kolmogorov-Smirnov -  $p < 0,01\%$ .

O teste de Kolmogorov-Smirnov para os atributos em estudo confirmou a ocorrência de distribuição lognormal para todas as variáveis estudadas. A heterogeneidade dos grupos funcionais, dos índices de diversidade e do estoque de carbono são reflexo de relações ambientais complementares (Vasconcellos et al. 2013; Wagg et al. 2014).

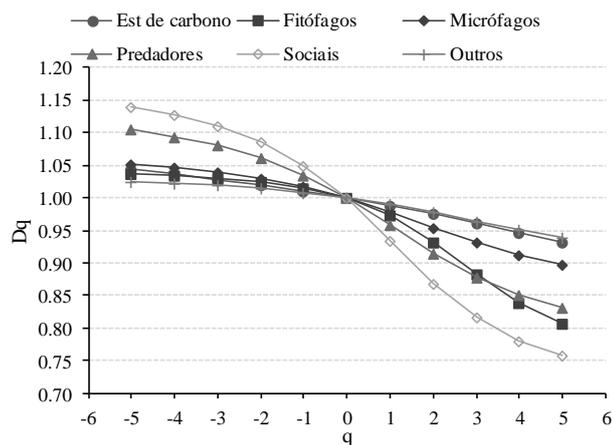
Os gráficos log-log das medidas normalizadas  $\chi(q, \delta)$  versus das medidas de escala,  $\delta$ , foram examinados para todos os momentos estatísticos de interesse para encontrar qual variável melhor obedece à lei de escalonamento de potência. Foram selecionados momentos de ordem  $q$  que variaram entre  $q = +5$  e  $q = -5$ , em passos de  $2^k$ ,  $k = 0$  a  $k = 7$ , com incrementos de 1. Para todos os momentos estatísticos estudados, os logaritmos das medidas normalizadas variaram linearmente com os logaritmos das medidas de escala ( $R^2 > 0.98$ ). A distribuição de uma medida é considerada como um fractal (mono ou multifractal) quando os momentos obedecem à uma de potência (Evertsz e Mandelbrot, 1992; Biswas et al., 2012).

As propriedades de escala das variáveis podem ser posteriormente caracterizadas para verificar se são do tipo simples (monofractal) ou de múltiplos (multifractal) tipos de escala por meio da inspeção do espectro de dimensão generalizada ( $Dq$ ), do espectro de singularidade [ $f(\alpha) - \alpha$ ] e

do expoente de massa ( $\tau_q$ ) (não utilizado neste trabalho). As diferenças e similaridades entre as dimensões ( $D_{-5}$ ,  $D_0$ ,  $D_1$  e  $D_2$  e  $D_5$ ) também são amplamente utilizadas para verificar se as propriedades de escala das medidas são do tipo monofractal ou multifractal (Vidal Vazquez et al. 2013; Dafonte Dafonte et al. 2015; Siqueira et al. 2018)

Os parâmetros selecionados das curvas dos espectros de dimensão generalizada,  $D_q$  ( $D_{-5}$ ,  $D_0$ ,  $D_1$ ,  $D_2$  e  $D_5$ ) das variáveis são apresentados na Tabela 2 e as curvas  $D_q$  para todas as variáveis estudadas estão representadas na Fig. 1.

A. Estoque de carbono e grupos funcionais



B. Estoque de carbono e índices de diversidade

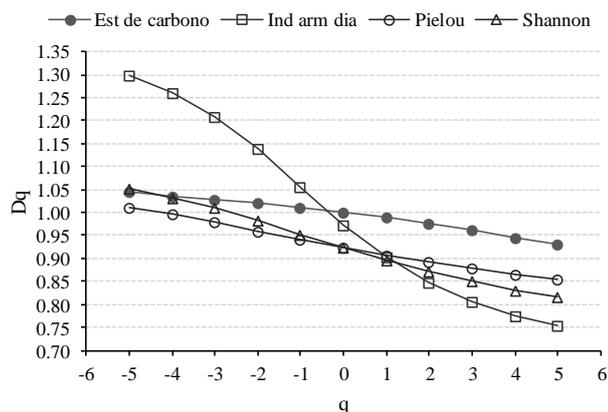


Fig 1. Espectros de dimensão generalizada,  $D_q$ , de estoque de carbono e grupos funcionais (A) e índices de diversidade da fauna epígea (B).

As curvas que descrevem a função  $D_q$  apresentaram formato similar ao de sigma para a maioria dos atributos biológicos, enquanto para o estoque de carbono, outros e o de micrófagos, a linha é quase reta (Fig. 1A). Quase todas as linhas cruzam 1.000 em  $q = 0$ , exceto para os índices de diversidade ( $\text{ind arm}^{-1} \text{ dia}^{-1}$ , Pielou e Shannon), onde o valor da dimensão de capacidade,  $D_0$ , para Shannon e Pielou foram os mesmos ( $D_0 = 0.923 \pm 0.025$ ) e para  $\text{ind arm}^{-1} \text{ dia}^{-1}$  foi  $D_0 = 0.973 \pm 0.025$ . A razão para esse comportamento dos índices é que os índices de Shannon e Pielou tendem à zero quando há apenas um único grupo presente na amostra (Magurran, 2004). Assim, em muitos dos pontos amostrais o valor dos índices foi igual a 0, e isso resultou em uma partição com valores nulos, afastando dessa maneira o valor da dimensão de capacidade ( $D_0$ ) de 1, que é o valor esperado para uma

série de dados sobre um suporte unidimensional, no caso o transecto.

A dimensão de informação,  $D_1$ , está relacionada com a informação de entropia (Shannon), quantificando o grau de desordem do sistema, com variação de valores entre 0 e 1. Neste caso, valores de  $D_1$  próximos de 1 apresentam uma distribuição relativamente uniforme em todas as escalas, enquanto que um valor de  $D_1$  próximo de 0 representa um subconjunto de escalas onde as irregularidades estão concentradas (Biswas et al. 2012). Para o presente estudo os valores de  $D_1$  variaram entre  $0,896 \pm 0,026$  e  $0,988 \pm 0,002$  (Tabela 2), demonstrando que todas as séries de dados estudadas não representam sistemas uniformemente distribuídos.

A dimensão de correlação ( $D_2$ ) está associada à função de correlação e mede a densidade média de distribuição das medidas. Os valores de  $D_2$  neste estudo apresentaram variação entre  $0,847 \pm 0,019$  e  $0,977 \pm 0,006$ , indicando que há irregularidades na distribuição das séries de dados.

Para distribuições do tipo monofractal os valores das dimensões são iguais ( $D_0 = D_1 = D_2$ ), enquanto que, para a distribuição de uma variável ser considerada multifractal as dimensões devem seguir a relação  $D_0 > D_1 > D_2$  (Dafonte Dafonte et al. 2015). Em todas as séries de dados estudadas, a relação entre as dimensões foi:  $D_0 > D_1 > D_2$  (Tabela 2); indicando que o estoque de carbono e os atributos biológicos possuem tendência ao comportamento multifractal. Contudo, observamos que há diferentes graus de heterogeneidade entre os atributos em estudo que podemos notar nos observando as diferenças entre os valores das dimensões.

A diferença entre a dimensão de capacidade,  $D_0$ , e a dimensão de entropia,  $D_1$ , é um bom indicador do grau de heterogeneidade de uma variável. Quanto mais próximo o valor de  $D_0$  e  $D_1$ , mais homogênea é a distribuição de uma dada variável (Mirás-Avalos et al. 2016). Neste trabalho, as diferenças entre  $D_0$  e  $D_1$  oscilaram entre 0,010 (outros) e 0,070 ( $\text{ind arm}^{-1} \text{ dia}^{-1}$ ). Em geral, as séries de dados dos índices de diversidade apresentaram maiores diferenças entre  $D_0$  e  $D_1$  do que as séries de dados de estoque de carbono e dos grupos funcionais, onde, apenas os indivíduos sociais apresentou um alto grau de heterogeneidade ( $D_0 - D_1 = 0,065$ ).

Uma outra maneira de se verificar a multifractalidade das variáveis é por meio da amplitude de  $D_q$  ( $D_{-5} - D_5$ ), que variou de  $D_{-5} - D_5 = 0,087$  (outros) a  $D_{-5} - D_5 = 0,545$  ( $\text{ind arm}^{-1} \text{ dia}^{-1}$ ). O estoque de carbono do solo na camada de 0-0,2 m apresentou um dos menores valores de amplitude ( $D_{-5} - D_5 = 0,112$ ), apresentando assim tendência de quase-monofractal. Marinho et al. (2017) estudando a multifractalidade do carbono orgânico do solo em perfis verticais na camada de 0-1,3 m de profundidade em áreas manejadas com cana-de-açúcar verificaram que o histórico de cultivo influenciou o comportamento multifractal dos dados, onde as áreas com menor tempo de cultivo exibiram perfis com um comportamento quase-monofractal. Os grupos funcionais (fitófagos, micrófagos, predadores, sociais e outros) apresentaram a menor amplitude, refletindo assim a sua menor heterogeneidade na

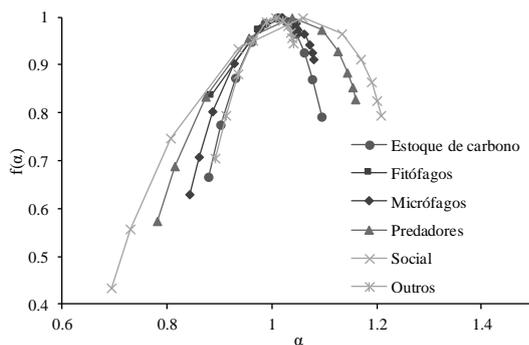
distribuição das medidas.

**Tabela 2.** Parâmetros multifractais obtidos para a dimensão generalizada ( $D_{-5}$ ,  $D_0$ ,  $D_1$ ,  $D_2$  e  $D_5$ ) e os espectros de singularidade ( $\alpha_0$ ;  $\alpha_{\min}$  e  $\alpha_{\max}$ ) dos atributos biológicos e estoque de carbono

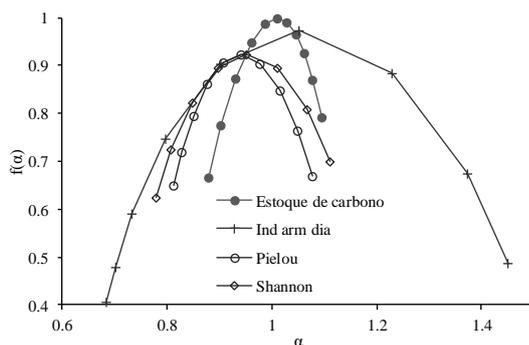
	$D_{-5}$	$D_0$	$D_1$	$D_2$	$D_5$	$\alpha_0$	$\alpha_{\max}$	$\alpha_{\min}$
Estoque de carbono	1,044±0,007	1,000±0,000	0,988±0,002	0,975±0,005	0,932±0,014	1,010±0,003	1,095±0,031	0,879±0,050
Fitófagos	1,037±0,004	1,000±0,000	0,974±0,005	0,932±0,016	0,808±0,047	1,019±0,007	1,051±0,011	0,884±0,058
Micrófagos	1,052±0,006	1,000±0,000	0,977±0,005	0,953±0,010	0,896±0,023	1,019±0,008	1,080±0,014	0,843±0,063
Outros	1,025±0,005	1,000±0,000	0,989±0,002	0,977±0,006	0,938±0,017	1,009±0,004	1,041±0,014	0,891±0,059
Predadores	1,103±0,008	1,000±0,000	0,957±0,008	0,914±0,017	0,831±0,032	1,039±0,013	1,159±0,017	0,782±0,081
Sociais	1,139±0,016	1,000±0,000	0,934±0,009	0,868±0,018	0,757±0,027	1,058±0,017	1,208±0,043	0,695±0,061
Ind arm <sup>-1</sup> dia <sup>-1</sup>	1,299±0,047	0,973±0,015	0,903±0,016	0,847±0,019	0,754±0,021	1,051±0,034	1,449±0,128	0,684±0,044
Pielou	1,010±0,056	0,923±0,025	0,907±0,022	0,892±0,022	0,853±0,024	0,941±0,057	1,077±0,161	0,812±0,057
Shannon	1,053±0,067	0,923±0,025	0,896±0,024	0,871±0,026	0,815±0,035	0,951±0,055	1,112±0,185	0,779±0,081

Todos os espectros de singularidade,  $f(\alpha) - \alpha$ , dos atributos estudados são mostrados na Fig. 2. As curvas  $f(\alpha) - \alpha$  apresentaram forma de parábola côncava para baixo, que é típica para variáveis com propriedades de escala multifractal (Dafonte Dafonte et al. 2015).

#### A. Grupos funcionais e estoque de carbono



#### B. Índices de diversidade e estoque de carbono



**Fig 2:** Espectros de singularidade dos grupos funcionais e estoque de carbono (A); e dos índices de diversidade e estoque de carbono (B).

A assimetria e a amplitude mostradas nas curvas do espectro de singularidade mostram informações importantes sobre as propriedades de escala das medidas (Bertol et al. 2017). Para a maioria das variáveis o ramo esquerdo foi o mais largo (mais assimétrico) e mais longo, isso sugere uma alta frequência de valores baixos das medidas dessas variáveis ao longo do transecto e que os valores baixos são

bastante semelhantes entre si. Enquanto que ind arm<sup>-1</sup> dia<sup>-1</sup> e Pielou apresentaram assimetria à direita, sugerindo que há uma maior variedade dos expoentes de singularidade mais altos que corresponderam a baixas concentrações da medida (Fig 2B). Todavia, o ramo da esquerda se mostrou mais longo, significando que há grande concentração de valores altos ou extremamente altos dessas variáveis (San José Martínez et al., 2010; Bertol et al., 2017).

Com relação à largura dos espectros ( $\alpha_{\max} - \alpha_{\min}$ ), o maior valor obtido foi para ind arm<sup>-1</sup> dia<sup>-1</sup> [( $\alpha_{\max} - \alpha_{\min}$ ) de 0.764] e o menor para outros [( $\alpha_{\max} - \alpha_{\min}$ ) de 0.149]. Com exceção dos insetos sociais [( $\alpha_{\max} - \alpha_{\min}$ ) de 0.513], os demais grupos funcionais e o estoque de carbono mostraram menores larguras para os espectros de singularidade que os índices de diversidade, confirmando a menor heterogeneidade para estas variáveis. A largura do espectro de singularidade fornece informações a respeito da variabilidade nos índices de escala locais, aumentando conforme cresce a heterogeneidade da medida (San José Martínez et al., 2010; Marinho et al., 2017). Assim, como indicado pela dimensão generalizada ( $D_q$ ), ind arm<sup>-1</sup> dia<sup>-1</sup> possui a série de dados mais heterogênea junto com os organismos sociais, e, o estoque de carbono junto com os outros grupos funcionais apresentam baixa heterogeneidade na distribuição das medidas (Tabela 2).

#### 4.- Conclusão

As distribuições espaciais dos atributos biológicos e o estoque de carbono ao longo do transecto em uma área cultivada com cana-de-açúcar exibiram comportamento multifractal que se deu em diferentes graus pela análise do espectro de dimensão generalizada e do espectro de singularidade para os conjuntos de dados. Os índices de diversidade, em especial ind arm<sup>-1</sup> dia<sup>-1</sup>, e os organismos sociais são as séries com a maior heterogeneidade entre os atributos em estudo, enquanto que o estoque de carbono e os demais grupos funcionais apresentaram uma menor heterogeneidade na distribuição das medidas.

Nossos resultados sugerem que a análise multifractal pode ser útil para avaliar o padrão de distribuição de

## atributos biológicos do solo e do estoque de carbono.

*Agradecimentos.* Os autores agradecem à FAPEMA - Fundação de Amparo à Pesquisa e ao Desenvolvimento Científico e Tecnológico do Maranhão e ao CNPq - Conselho Nacional de Científico e Tecnológico pelo financiamento. O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001.

## 5- Bibliografia

- Aquino, A.M., E.L.A. Menezes, e J.M. Queiroz, 2006. *Recomendações para coleta de artrópodes terrestres por armadilhas de queda (pitfall traps)*. Vol. 1. 1 vols. (Circular técnica 18. EMBRAPA).
- Bertol, I., J. Schick, D.H. Bandeira, J. Paz-Ferreiro, e E. Vidal-Vázquez, 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 (fevereiro): 116–25. <https://doi.org/10.1016/j.geoderma.2016.08.008>.
- Biswas, A. P. Hamish, e C. Si, 2012. “Application of Multifractal and Joint Multifractal Analysis in Examining Soil Spatial Variation: A Review”. In *Fractal Analysis and Chaos in Geosciences*, organizado por Sid-Ali Quadfeul. InTech. <https://doi.org/10.5772/51437>.
- Cambardella, C. A., T. B. Moorman, T. B. Parkin, D. L. Karlen, J. M. Novak, R. F. Turco, e A. E. Konopka, 1994. Field-Scale Variability of Soil Properties in Central Iowa Soils” *Soil Sci Soc Am J.* 58 (5): 1501. <https://doi.org/10.2136/sssaj1994.03615995005800050033x>.
- Chhabra, A., e R.V. Jensen, 1989. Direct Determination of the  $f(\alpha)$  Singularity Spectrum. *Phys Rev Lett.* 62 (12): 1327–30. <https://doi.org/10.1103/PhysRevLett.62.1327>.
- CONAB, 2019. Acompanhamento da safra brasileira de cana-de-açúcar. Boletim 1. Monitoramento agrícola. Brasília, DF: Companhia Nacional de Abastecimento. <<http://www.conab.gov.br>>.
- Dafonte Dafonte, J., M Valcárcel-Armesto, R.S. Dias, e Antonio Paz-González, 2015. Assessment Of The Spatial Variability Of Soil Chemical Properties Along A Transect Using Multifractal Analysis. *Cad Lab Xeol Laxe.* 38 (1): 11–24.
- EMBRAPA, 2018. *Sistema Brasileiro de Classificação de Solos.* 5 rev e ampli. Vol. 1. 1 vols. Brasília, DF: EMBRAPA.
- Everstz CJG, Mandelbrot BB. Multifractal measures. *Chaos and Fractals*, Berlin: Spinger; 1992.
- Franco, A.L.C., M.L.C. B.R. Cherubin, D. Baretta, C.E.P. C, Brigitte J. Feigl, D.H. Wall, C.A. Davies, e C.C. Cerri, 2016. Loss of Soil (Macro)Fauna Due to the Expansion of Brazilian Sugarcane Acreage. *Sci Total Environ.* 563–564 (setembro): 160–68. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2016.04.116>.
- Freitas, L, I.A. Oliveira, J.C. Casagrande, L.S. Silva, e M.C.C. Campos, 2018. Estoque de carbono de latossolos em sistemas de manejo natural e alterado. *Cienc Florest* 28 (1): 228. <https://doi.org/10.5902/1980509831575>.
- Gholami, S, E. Sayad, R. Gebbers, M. Schirrmann, M. Joschko, e J. Timmer, 2016. Spatial Analysis of Riparian Forest Soil Macrofauna and Its Relation to Abiotic Soil Properties. *Pedobiologia* 59 (1–2): 27–36. <https://doi.org/10.1016/j.pedobi.2015.12.003>.
- Grüneberg, E, I. Schöning, E.K.V. Kalko, e W.W. Weisser, 2010. Regional Organic Carbon Stock Variability: A Comparison between Depth Increments and Soil Horizons. *Geoderma* 155 (3–4): 426–33. <https://doi.org/10.1016/j.geoderma.2010.01.002>.
- Halsey, T.C., M.H. Jensen, L.P.K. I. Procaccia, e B.I. Shraiman, 1986. Fractal Measures and Their Singularities: The Characterization of Strange Sets. *Phys Rev A* 33 (2): 1141–51. <https://doi.org/10.1103/PhysRevA.33.1141>.
- Hentschel, H.G E. & I. Procaccia, 1983. The infinite number of generalized dimensions of fractals and strange attractors. *Physica D*, 8(3), 435–444.
- Lawrence, JF. 1994. Key to Hexapod Orders and Some Other Arthropod Groups. In *Systematic and Applied Entomology: An Introduction*, por ID Naumann, 1º ed, 223–31. Carlton: Melbourne University Press: Naumann, ID.
- Magurran, A.E., 2004. *Measuring biological diversity*. Malden, Ma: Blackwell Pub.
- Marinho, M.A., Michender W.M. Pereira, E. Vidal Vázquez, M. Lado, e A. Paz González, 2017. Depth Distribution of Soil Organic Carbon in an Oxisol under Different Land Uses: Stratification Indices and Multifractal Analysis. *Geoderma* 287 (fevereiro): 126–34. <https://doi.org/10.1016/j.geoderma.2016.09.021>.
- Mirás-Avalos JM, E. Trigo-Córdoba, R. da Silva-Dias, I. Varela-Vila, A. García-Tomillo, 2016. Multifractal behaviour of the soil water content of a vineyard in northwest Spain during two growing seasons. *Nonlinear Proc Geoph*;23:205–213. doi:10.5194/npg-23-205-2016.
- Paz-Ferreiro, J., M.A. Marinho, C.A. Abreu, e E. Vidal-Vázquez, 2018. Soil Texture Effects on Multifractal Behaviour of Nitrogen Adsorption and Desorption Isotherms. *Biosyst Eng* 168 (abril): 121–32. <https://doi.org/10.1016/j.biosystemseng.2018.01.009>.
- Raij, B. van, H. Cantarella, J.A. Quaggio, e Á.M.C. Furlani, 2001. Recomendações de adubação e calagem para o estado de São Paulo. Boletim técnico 100. Campinas-SP: Instituto Agronômico de Campinas.
- San José Martínez F, M.A. Martín, F.J. Caniego, M. Tuller, A. Guber, Y. Pachepsky, et al, 2010. Multifractal analysis of discretized X-ray CT images for the characterization of soil macropore structures. *Geoderma* 2010;156:32–42. doi:10.1016/j.geoderma.2010.01.004.
- Sauvadet M, M. Chauvat, N. Brunet, I. Bertrand, 2017. Can changes in litter quality drive soil fauna structure and functions? *Soil Biol Biochem*;107:94–103. doi:10.1016/j.soilbio.2016.12.018.
- Silva, C.F., G.H.A. Pereira, M.G. Pereira, A.N. Silva, e L.F.T. Menezes, 2013. Fauna edáfica em área periodicamente inundável na restinga de Marambaia, RJ. *Rev Bras Cienc Solo*; 37 (1): 587–95.
- Silva, R.A, G.M. Siqueira, M.K.L. Costa, O.G. Filho, e Ê.F.F. Silva, 2018. Spatial Variability of Soil Fauna Under Different Land Use and Managements. *Rev Bras Cienc Solo*; 42 (0). <https://doi.org/10.1590/18069657rbcs20170121>.
- Siqueira, G. M., E. F. F. Silva, A. A. A. Montenegro, E. Vidal Vázquez, e J. Paz-Ferreiro, 2013. Multifractal Analysis of Vertical Profiles of Soil Penetration Resistance at the Field Scale. *Nonlinear Proc Geoph* 20 (4): 529–41. <https://doi.org/10.5194/npg-20-529-2013>.
- Siqueira, G. M., E.F.F. Silva, e J. Paz-Ferreiro, 2014. Land Use Intensification Effects in Soil Arthropod Community of an Entisol in Pernambuco State, Brazil. *Scient World J*; 2014: 1–7. <https://doi.org/10.1155/2014/625856>.
- Siqueira, G.M., R.A. Silva, A.F.A. Chagas, M.K.L.Costa, e E.F.F. Silva, 2016. Spatial variability of weeds in an Oxisol under no-tillage system. *Afr J Agr Res*; 11 (29): 2569–76. <https://doi.org/10.5897/AJAR2016.11120>.
- Skogen, K, H. Helland, e B. Kaltenborn. 2018. Concern about Climate Change, Biodiversity Loss, Habitat Degradation and Landscape Change: Embedded in Different Packages of Environmental Concern? *J Nat Conserv*; 44 (julho): 12–20. <https://doi.org/10.1016/j.jnc.2018.06.001>.
- Vasconcellos, L.F.R., J.C. Segato, J.A. Bonfim, D. Baretta, e E.J.B.N. Cardoso, 2013. Soil Macrofauna as an Indicator of Soil Quality in an Undisturbed Riparian Forest and Recovering Sites of Different Ages. *Eur J Soil Biol.* 58 (setembro): 105–12. <https://doi.org/10.1016/j.ejsobi.2013.07.001>.
- Veldkamp, E. 1994. Organic Carbon Turnover in Three Tropical Soils under Pasture after Deforestation. *Soil Sci Soc Am J.* 58 (1): 175. <https://doi.org/10.2136/sssaj1994.03615995005800010025x>.
- Vidal-Vázquez, E., O.A. Camargo, S.R. Vieira, J.G.V. Miranda, J.R.F. Menk, G.M. Siqueira, J.M. Mirás-Avalos, e A. Paz González, 2013. Multifractal Analysis of Soil Properties along Two Perpendicular Transects. *Vadose Zone J.* 12 (3): 0. <https://doi.org/10.2136/vzj2012.0188>.
- Wagg, C., S. F. Bender, F. Widmer, e M. G. A. van der Heijden, 2014. Soil Biodiversity and Soil Community Composition Determine Ecosystem Multifunctionality. *P Natl Acad Sci.* 111 (14): 5266–70. <https://doi.org/10.1073/pnas.1320054111>.
- Warrick, A. W, e D. R Nielsen, 1980. Spatial Variability of soil physical properties in the field. In *Applications of Soil Physics*, 1º ed, 319–44. New York: Academic Press.