

TÉCNICAS MULTIVARIADAS APLICADAS AO ESTUDO DA FAUNA DO SOLO: CONTRASTES MULTIVARIADOS E ANÁLISE CANÔNICA DISCRIMINANTE

Jefferson Luís Meirelles Coimbra¹
Júlio César Pires Santos
Maurício Vicente Alves
Ivan Barzotto

RESUMO

A análise de variância multivariada vem crescendo consideravelmente, motivando a sua ampla utilização por parte dos pesquisadores, criando assim grande demanda por conhecimentos específicos tanto a respeito da sua aplicação quanto da suas pressuposições ou limitações. A possibilidade de esclarecer tanto a relação quanto o efeito de cada variável separadamente pode ser de fundamental importância para a área das ciências biológicas. Para que a avaliação do grau de associação entre diferentes indicadores tenha uma estimativa confiável em termos biológicos, é de grande importância identificar e quantificar simultaneamente as principais variáveis-respostas. Este trabalho tem como objetivo apresentar uma alternativa sobre a avaliação da fauna do solo por meio de alguns indicadores biológicos analisados simultaneamente (variáveis dependentes). De acordo com os resultados obtidos, conclui-se que a utilização de métodos de análises de variância multivariados pode adicionar informações relevantes à variação conjunta de variáveis-respostas, tendendo a dar melhor resposta; a análise discriminante canônica demonstra quais os organismos de maior peso canônico que auxiliaram na diferenciação das áreas nas diferentes coletas; os contrastes multivariados demonstram que houve um efeito da não utilização de produtos químicos no sistema orgânico, diferenciando esta área das demais.

Palavras-chave: Indicadores biológicos, contrastes de médias multivariados, fauna edáfica.

ABSTRACT

MULTIVARIATE TECHNIQUES APPLIED TO THE STUDY OF SOIL FAUNA: MULTIVARIATE CONTRASTS AND CANONICAL DISCRIMINANT ANALYSIS

Interest in multivariate analysis of variance has been considerably increasing among researchers, creating, thus, a large demand for specific knowledge on its application as well as presuppositions or limitations. The possibility to explain the relationship as well as the effect of each variable separately can be of fundamental importance for the biological sciences. In order to get a reliable evaluation of the association degree among different biological indicators, it is important to identify and quantify simultaneously the main dependent variables. The objective of this work was to present an alternative for the evaluation of soil fauna through the simultaneous analysis of some biological indicators (dependent variables). It is concluded that the use of methods of multivariate analyses of variance can add excellent information to the joint variation of response-variables, tending to give better biological responses; the canonical discriminant analysis demonstrates which organisms have bigger canonic weight permitting the differentiation of the areas in the different collections; the multivariate contrasts demonstrate that the absence of use of chemical products in the organic system had effect on the differentiation among the studied areas.

Key words: Biological indicators, Multivariate mean contrast, Soil fauna.

¹ Universidade do Estado de Santa Catarina (UDESC) - Departamento de Fitotecnia, CP 281, CEP 88520-000, Lages, SC. E-mail: coimbrajefferson@cav.udesc.br; a2jeps@cav.udesc.br.

INTRODUÇÃO

O solo é o habitat de um grande número de organismos que estão em constante interação, cujas atividades determinam, em grande parte, as propriedades físicas, químicas e biológicas do solo. A atividade da fauna edáfica contribui para a estrutura do solo através da movimentação de partículas minerais, orgânicas, ciclagem de nutrientes, constituindo um ambiente fértil, aumentando a porosidade do solo, através de atividades pedobiológicas (Coleman *et al.*, 1983).

O caráter multivariado dos dados provenientes de estudo nas ciências biológicas, ecológicas, agrônomicas e muitos outros tipos, aliado ao desenvolvimento contínuo da tecnologia computacional, tem levado ao crescente interesse no uso de métodos multivariados. A principal restrição ao uso dessa metodologia é a grande demanda dos recursos computacionais, fato menos significativo atualmente (Cruz-Castillo *et al.*, 1994).

A análise de variância multivariada (MANOVA - *multivariate analysis of variance*) é uma técnica de grande relevância para a derivação de inferências referentes à variação de um conjunto de variáveis-respostas entre dois ou mais tratamentos, fato habitual na área da experimentação agrônômica e/ou biológica. Segundo Morrison, (1976), a análise multivariada tem como objetivo o resumo de um conjunto de variáveis, considerando a variância do conjunto de dados.

Freqüentemente, mais de uma variável-resposta pode ser observada em cada unidade experimental e, cada uma é oriunda do mesmo delineamento experimental.

Análise multivariada considera a dependência entre as variáveis-respostas (covariância), fato que na análise univariada não é contemplado. A utilização de apenas uma variável pode ser uma simplificação perigosa, não evidenciando de forma adequada as verdadeiras causas de variações intrínsecas aos dados do estudo, e deixando fora da análise a importante informação de covariabilidade entre as variáveis.

A pesquisa na área das ciências biológicas comumente quantifica inúmeras variáveis inter-relacionadas, podendo a análise multivariada ser mais apropriada para análise de dados biológicos obtidos em campo. Esta técnica surgiu há mais de 60 anos atrás, e a sua utilização na área agrônômica vem crescendo rapidamente. Em 1990, inicialmente houve um modesto entusiasmo para se empregar, de modo aplicado, esta técnica de análise em dados biológicos (Cruz & Carneiro, 2003). Recentemente, vem crescendo a sua utilização na interpre-

tação de modo conjunto das variáveis quantitativas (Rencher, 2002).

Usualmente, o teste de hipótese ($H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$ versus H_A : pelo menos duas μ 's são diferentes) deve ser a primeira etapa da análise de dados multivariados oriundos de mais de duas populações. Seu resultado apenas evidencia a significância ou não do efeito dos vetores de médias de tratamentos. Questões importantes referentes à eficiência relativa dos tratamentos permanecem incertas, como: *i*) que comparações entre vetores de médias de interesse são evidenciadas como relevantes?; e *ii*) quais as variáveis que contribuíram de modo significativo para a variação entre os vetores de médias?

Este trabalho tem como objetivo apresentar uma alternativa sobre a avaliação da fauna do solo por meio de alguns indicadores biológicos analisados simultaneamente (variáveis dependentes).

MATERIAL E MÉTODOS

O experimento foi conduzido no Planalto Serrano do Estado de Santa Catarina, em pomares de macieiras e campos nativos localizados no município de Urupema, sobre um Cambissolo húmico, com altitude de aproximadamente 1.425m, temperatura média anual de 14°C, podendo chegar, no inverno, até 14,4°C negativos na relva e precipitação média anual de 1.789 mm. O clima de Urupema pode ser considerado chuvoso, com inverno e verão brandos (Cfb). Os pomares conduzidos nos sistemas orgânicos e convencionais apresentavam filas alternadas de plantas das cultivares Royal Gala e Fuji sobre o porta-enxerto Marubakaido, com dez anos de idade.

Para avaliação da mesofauna do solo, foram coletadas seis amostras de solo por tratamento na profundidade de 5cm, para as quais utilizou-se um coletor de aço inoxidável com 18cm de diâmetro, como proposto por Baretta *et al.*, (2003). As amostras foram acondicionadas em sacos plásticos e levadas até o laboratório de Microbiologia do CAV - UDESC, onde a mesofauna foi extraída no funil de Berlese como descrito por Southwood (1978) e adaptado por Barzotto (2005).

O delineamento experimental foi inteiramente casualizado, com seis repetições. Os tratamentos testados foram: *i*) pomar orgânico; *ii*) pomar convencional; *iii*) campo nativo ao lado do pomar orgânico; e *iv*) campo nativo ao lado do pomar convencional, em quatro épocas de coletas. As coletas foram realizadas aleatoriamente so-

bre três linhas previamente demarcadas nas áreas experimentais, sempre coletadas na linha das plantas, nos meses de dezembro/2004, abril, agosto e novembro/2005.

Como regra geral para a análise multivariada, a equação do modelo estatístico tem a mesma expressão da equação para a situação univariada, com os termos escalares substituídos por vetores, onde cada um dos termos é um vetor de dimensão “v” cujos elementos são identificados pelo mesmo símbolo do fator com acréscimo de um “j” subscrito para identificar a correspondente variável-resposta: $y_{ijk} = \mu + a_k + b_l + ab_{kl} + e_{ijk}$, μ é a média geral esperada, a_k é o efeito diferencial do nível i do fator A, b_l é o efeito diferencial do nível l do fator B, ab_{kl} é o efeito diferencial da interação do k-ésimo nível do fator A com o l-ésimo nível do fator B, e e_{ijk} é o erro experimental.

Para a realização da análise de variância multivariada (MANOVA) e posterior análise dos contrastes especificados, foram avaliadas cinco variáveis-respostas: i) densidade média, indivíduos por metro quadrado, do grupo Collembola; ii) densidade média, indivíduos por metro quadrado, do grupo Acarina; iii) densidade média, indivíduos por metro quadrado, do grupo Hymenoptera; iv) densidade média, indivíduos por metro quadrado, do grupo Araneae; e v) densidade média, indivíduos por metro quadrado, do grupo Diptera.

Os contrastes entre os vetores médios na situação multivariada podem ser definidos como: $\delta = c_1\mu_1 + c_2\mu_2 + \dots + c_k\mu_k$, avaliados da seguinte forma de: $H_0: c = 0$, $H_A: c \neq 0$, sendo c uma combinação linear dos vetores de médias $\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_k$, ou $c = c_1\mu_1 + c_2\mu_2 + \dots + c_t\mu_t$ e c_1, c_2, \dots, c_t são escalares constantes tais que: $c_1 + c_2 + \dots + c_t = 0$. Um estimador não viesado de δ é dado pelo correspondente vetor médio da amostra: ‘ $\delta = c_1y_1 + c_2y_2 + \dots + c_ky_k$ ’ (Rencher, 2002). Os contrastes ortogonais multivariados previamente definidos foram: C_1 : pomar orgânico x demais tratamentos – tratamento 1 x tratamentos 2, 3 e 4; C_2 : pomar convencional x campo nativo ao lado de pomar orgânico e campo nativo ao lado de pomar convencional – tratamento 2 x tratamentos 3 e 4; C_3 : campo nativo ao lado de pomar orgânico x campo nativo ao lado de pomar convencional – tratamento 3 x tratamento 4.

Todos os dados foram analisados por meio do procedimento *GLM* opção *MANOVA* do sistema estatístico SAS® 9.1.3 (2007).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

O resultado da verificação de homogeneidade da matriz de covariância por meio da estatística de verossi-

milhança generalizada ($x^2 = 146,78$; $GL = 45$ e; $Pr > x^2 = 0,001$) justifica o procedimento de testes para situação da matriz de covariância heterogênea.

Observando os resultados inseridos na Tabela 1, nota-se que houve significância ($Pr < 0,05$) para todos os efeitos principais avaliados (tratamentos e coletas) e para o efeito da interação tratamentos x coletas. Este resultado revela um comportamento diferenciado entre os tratamentos avaliados: i) pomar orgânico; ii) pomar convencional; iii) campo nativo ao lado do pomar orgânico; e iv) campo nativo ao lado do pomar convencional nas diferentes épocas de coletas: i) 6/12/2004; ii) 8/03/2005; iii) 13/06/2005; e iv) 07/09/2006. As diferenças entre os tratamentos se devem principalmente à grande diferença de cobertura do solo, com variação da qualidade e da quantidade de alimento disponível para a fauna edáfica. O pomar orgânico possui melhor cobertura do solo, composta por uma grande diversidade de espécies vegetais, provavelmente resultante da não-utilização de herbicidas na área. Em um trabalho, com minhocas, em diferentes tipos de cobertura de solo, observou-se que a maior cobertura resultou em maior diversidade da fauna edáfica (Dlamini & Haynes, 2004). Já as diferenças entre as épocas de coletas provavelmente estão relacionadas à sazonalidade climática, pois o clima da região apresenta diferenças significativas entre as estações do ano.

De modo prático, a interação entre estes fatores (tratamentos e coletas) pode ocorrer, por exemplo, se uma data de coleta específica produz um aumento significativo nas médias do tratamento 1 (pomar orgânico), e uma alteração de magnitude pequena nas médias do tratamento 2 (pomar convencional), enquanto os outros dois tratamentos têm efeitos similares em ambas as coletas. Pode-se concluir que o efeito dos tratamentos testados é fortemente influenciado pela época de coleta, restrito para estas cinco variáveis-respostas analisadas. A variação de temperatura do solo verificada na região é, provavelmente, o grande motivo da diferença verificada entre as épocas.

A análise do fator tratamento, separadamente, para cada época de coleta testada (tratamentos dentro de coletas), para todas as variáveis-respostas analisadas simultaneamente é mostrada na Tabela 2. Como pode ser observado, o C_1 (pomar orgânico x demais) foi significativo em todas as coletas realizadas, excetuando a última coleta. Este fator pode ter acontecido por causa da baixa umidade do solo, afetando assim todos os tratamentos, diminuindo a densidade de indivíduos edáficos. Um estudo na Austrália, avaliando fauna edáfica em solos com diferentes umidades, também demonstra uma queda de

organismos quando uma redução na umidade do solo (Clay, 2004).

Pode-se notar também na Tabela 2 que, para a última coleta realizada, nenhum dos contrastes testados foi

significativo, fato este que pode ser proveniente da seca ocorrida na época de coleta das amostragens, deixando assim o solo com uma umidade baixa e consecutivamente menor quantidade de alimento para a fauna edáfica.

Tabela 1. Resumo da análise de variância multivariada, por meio de quatro testes estatísticos, indicando os graus de liberdade do numerador (NGL) e do denominador (DGL) e a probabilidade para o teste F para cinco variáveis respostas avaliadas simultaneamente: *i)* densidade média do grupo Collembola; *ii)* densidade média do grupo Acarina; *iii)* densidade média do grupo Hymenoptera; *iv)* densidade média do grupo Araneae e; *v)* densidade média do grupo Diptera, com quatro fatores de tratamento *i)* pomar orgânico; *ii)* pomar convencional; *iii)* campo nativo ao lado do pomar orgânico e; *iv)* campo nativo ao lado pomar convencional, em diferentes datas de coletas: *i)* 6/12/2004; *ii)* 8/03/2005; *iii)* 13/06/2005 e; *iv)* 07/09/2006

| Efeito | Teste estatístico | Valor | Valor F | NGL | DGL | Pr>F |
|-----------------|---------------------|---------|---------|-----|-------|--------|
| Tratamentos (T) | Lambda de Wilks | 0,0147 | 3,42 | 15 | 14,2 | 0,0130 |
| | Pillai's Trace | 1,9830 | 2,73 | 15 | 21,0 | 0,0173 |
| | Hotelling-Lawley | 15,0035 | 4,69 | 15 | 5,6 | 0,0173 |
| | Roy's Greatest Root | 12,1237 | 16,97 | 5 | 7,0 | 0,0009 |
| Coletas (C) | Lambda de Wilks | 0,0123 | 3,72 | 15 | 14,2 | 0,0089 |
| | Pillai's Trace | 1,8344 | 2,20 | 15 | 21,0 | 0,0474 |
| | Hotelling-Lawley | 17,9205 | 5,61 | 15 | 5,6 | 0,0262 |
| | Roy's Greatest Root | 13,8872 | 19,44 | 5 | 7,0 | 0,0006 |
| T*C | Lambda de Wilks | 0,3416 | 1,93 | 45 | 320,7 | 0,0006 |
| | Pillai's Trace | 0,9284 | 1,90 | 45 | 375,0 | 0,0007 |
| | Hotelling-Lawley | 1,2573 | 1,95 | 45 | 207,7 | 0,0009 |
| | Roy's Greatest Root | 0,5229 | 4,36 | 9 | 75,0 | 0,0001 |

$^1/H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k, H_A: \mu_1 \neq \mu_2 \neq \dots \neq \mu_k$

Tabela 2. Teste multivariado dos efeitos simples: tratamento dentro de coleta juntamente com o teste F para a comparação dos contrastes testados pela estatística de Wilks denominada de U

| Coletas | Efeito ¹ | Teste estatístico | Valor | Valor F | Pr>F |
|----------|--|-------------------|--------|---------|--------|
| Coleta 1 | C ₁ : PO vs. PC, CNPO, CNPC | Lambda de Wilks | 0,8126 | 3,27 | 0,0102 |
| | C ₂ : PC vs. CNPO, CNPC | Lambda de Wilks | 0,9439 | 0,84 | 0,5226 |
| | C ₃ : CNPO vs. CNPC | Lambda de Wilks | 0,6404 | 7,97 | 0,0001 |
| Coleta 2 | C ₁ : PO vs. PC, CNPO, CNPC | Lambda de Wilks | 0,8142 | 3,24 | 0,0108 |
| | C ₂ : PC vs. CNPO, CNPC | Lambda de Wilks | 0,6737 | 6,88 | 0,0001 |
| | C ₃ : CNPO vs. CNPC | Lambda de Wilks | 0,9253 | 1,15 | 0,3443 |
| Coleta 3 | C ₁ : PO vs. PC, CNPO, CNPC | Lambda de Wilks | 0,7076 | 5,87 | 0,0001 |
| | C ₂ : PC vs. CNPO, CNPC | Lambda de Wilks | 0,8317 | 2,87 | 0,0203 |
| | C ₃ : CNPO vs. CNPC | Lambda de Wilks | 0,6965 | 6,18 | 0,0001 |
| Coleta 4 | C ₁ : PO vs. PC, CNPO, CNPC | Lambda de Wilks | 0,9192 | 1,24 | 0,3013 |
| | C ₂ : PC vs. CNPO, CNPC | Lambda de Wilks | 0,9330 | 1,06 | 0,3877 |
| | C ₃ : CNPO vs. CNPC | Lambda de Wilks | 0,8920 | 1,72 | 0,1416 |

^{1/} C₁: pomar orgânico vs. demais tratamentos – tratamento 1 vs. tratamentos 2, 3 e 4; C₂: pomar convencional vs. campo nativo ao lado de pomar orgânico e campo nativo ao lado de pomar convencional – tratamento 2 vs. tratamentos 3 e 4; C₃: campo nativo ao lado de pomar orgânico vs. campo nativo ao lado de pomar convencional – tratamento 3 vs. tratamento 4.

$$U = \frac{|E|}{|E+H|}$$

Por outro lado, o contraste C_2 (pomar convencional x campo nativo ao lado de pomar orgânico e campo nativo ao lado de pomar convencional) apontou significância somente para as coletas 2 e 3. Neste caso, a diferença pode ter ocorrido porque a segunda e a terceira coleta são no inverno e as áreas de campo nativo têm, nesta época, baixa disponibilidade de resíduos, por causa de geadas intensas na região, reduzindo drasticamente o desenvolvimento da pastagem nativa, o que não é o caso dos pomares, que tem como cobertura plantas que apresentam crescimento no inverno e as macieiras auxiliando na cobertura do solo, melhorando assim a disponibilidade de alimento para a fauna.

Fato similar ocorreu com o contraste C_3 (campo nativo ao lado de pomar orgânico x campo nativo ao lado de pomar convencional), que mostrou significância somente para a primeira e terceira coletas. Nesse caso, a vegetação do campo nativo, ao lado do pomar orgânico, apresenta alteração ao lado do pomar convencional pela maior presença de plantas de porte herbáceo e arbustivo, cobrindo em parte a vegetação rasteira e, provavelmente, interferindo no ambiente por maior proteção da vegetação rasteira e da superfície do solo, comparativamente.

Ainda assim, nem todos os resultados devem ser considerados completamente elucidados, e podem ser questionadas quais as variáveis que contribuíram de modo relevante para a significância da variação entre os vetores de médias dos tratamentos avaliados. Tal resposta pode ser esclarecida com o auxílio da Tabela 3. Nesta tabela, estão inseridos os coeficientes canônicos padronizados (CCP) e a estatística de teste da razão de verossimilhança entre as cinco variáveis-respostas separadamente para cada contraste testado em cada coleta.

De acordo com a Tabela 3, verifica-se que o primeiro contraste avaliado C_1 apontou significância pelo teste de Lambda de Wilks, e esta diferença entre o primeiro tratamento e os demais pode ser explicada pela contribuição positiva e significativa, fundamentalmente pela densidade média dos grupos Diptera (0,9367) e Acarina (0,5751). Esta grande ocorrência desses grupos pode ser atribuída ao manejo orgânico do pomar, sem uso de agrotóxicos. Dados semelhantes foram encontrados em estudos verificando-se impacto de quatro sistemas de cultivo sobre a mesofauna edáfica, onde se observou maior número de ácaros em área de pastagem sem apli-

Tabela 3. Coeficientes canônicos padronizados (CCP) e a estatística de teste da razão de verossimilhança (Λ) das cinco variáveis respostas (densidade média = número de indivíduos por metro quadrado de cinco grupos da mesofauna), separadamente para cada contraste testado em cada coleta

| | Contrastes ¹ | Variável | | | | | Λ |
|----------|-------------------------|------------|---------|-------------|---------|---------|----------------------|
| | | Collembola | Acarina | Hymenoptera | Aranae | Diptera | |
| Coleta 1 | C_1 | -0,9198 | 0,5751 | 0,4892 | -0,4790 | 0,9367 | 0,8126 ^{*2} |
| | C_2 | -0,8490 | 1,0988 | 0,5595 | -0,1115 | 0,9740 | 0,9438 ^{ns} |
| | C_3 | 0,9390 | 0,0154 | -0,0738 | -0,1124 | 0,9423 | 0,6404 [*] |
| Coleta 2 | C_1 | -0,7356 | 0,6822 | 0,9138 | -0,4810 | 0,1777 | 0,8142 [*] |
| | C_2 | -0,6700 | 0,8208 | 0,0317 | 0,5329 | 0,8231 | 0,6737 [*] |
| | C_3 | -1,0634 | 1,2013 | -0,0154 | 0,3031 | 0,1186 | 0,9253 ^{ns} |
| Coleta 3 | C_1 | -0,8185 | 1,4354 | 0,5402 | -0,1388 | 0,5823 | 0,7076 [*] |
| | C_2 | 0,1710 | 0,4787 | -0,5511 | 0,5656 | -0,7872 | 0,8317 [*] |
| | C_3 | -0,6094 | 1,1348 | 0,7266 | 0,0846 | -0,6593 | 0,6965 [*] |
| Coleta 4 | C_1 | -0,6939 | 1,4915 | 0,3462 | -0,1500 | -0,4031 | 0,9199 ^{ns} |
| | C_2 | 1,0525 | -0,9609 | 0,1002 | -0,0629 | 0,7800 | 0,9303 ^{ns} |
| | C_3 | 0,9916 | -0,6667 | 0,0272 | -0,3213 | 0,9181 | 0,8920 ^{ns} |

^{1/} C_1 : Pomar orgânico vs. demais tratamentos – tratamento 1 vs. tratamentos 2, 3 e 4; C_2 : pomar convencional vs. campo nativo ao lado de pomar orgânico e campo nativo ao lado de pomar convencional – tratamento 2 vs. tratamentos 3 e 4; C_3 : campo nativo ao lado de pomar orgânico vs. campo nativo ao lado de pomar convencional – tratamento 3 vs. tratamento 4.

^{2/} *: significativo a 5% de probabilidade de erro.

^{ns/} : não significativo.

cação de produtos químicos, em relação ao preparo convencional e plantio direto do solo com culturas anuais (Mussury *et al.*, 2002).

Nota-se também, na Tabela 3, que a significância do contraste C_3 (campo nativo ao lado de pomar orgânico x campo nativo ao lado de pomar convencional) na primeira coleta pode ser explicada pela densidade média dos grupos Collembola (0,9390) e Diptera (0,9367). De modo contrário, os coeficientes canônicos padronizados (CCP) com valores negativos podem ser interpretados de maneira similar, porém com direção contrária do efeito, ou seja, valor negativo reduz o efeito da variável-resposta em questão. De forma prática, valores positivos de grupos avaliados indicam efeito de separação entre os tratamentos, e os grupos com maiores valores apresentam maior peso na diferenciação entre os tratamentos. Já valores de sinal negativo expressam efeito de supressão entre os tratamentos, ou seja, revelam semelhança entre os diferentes tratamentos avaliados (Amarante *et al.*, 2006).

De maneira similar, os coeficientes canônicos (Tabela 3) podem ser representados por uma função discriminante canônica (FDC). Para o primeiro contraste realizado na primeira coleta, os coeficientes canônicos padronizados, para a primeira variável canônica (Can1), mostram que os grupos diferem-se amplamente na combinação linear das variáveis respostas $FDC_1 = -0,9198 \times collembola + 0,5751 \times acarina + 0,4892 \times hymenoptera - 0,4790 \times aranae + 0,9367 \times diptera$, na qual valores absolutos dos coeficientes classificam as variáveis. Os altos valores dos coeficientes canônicos dos grupos diptera e acarina, respectivamente, indicam que a separação entre os vetores médios do tratamento 1 x tratamento 2, 3 e 4 foi fortemente influenciada pela densidade média dos grupos.

A representação gráfica (Figura 1) dos componentes canônicos padronizados das funções canônicas discriminantes 1 e 2, separadamente para cada época de coleta, mostra uma separação entre os tratamentos analisados. Relembrando que nenhum contraste especificado foi significativo pelo teste F, exclusivamente para a última época de coleta, deve ser dito que toda e qualquer variação representada na Figura 1 (Coleta 4) deve ser atribuída integralmente ao erro experimental. De fato, a análise desse tipo gráfico sem uma prévia avaliação tanto da análise de variância multivariada quanto dos contrastes testados é extremamente limitada e pouco informativa.

Os resultados obtidos são promissores, mas a procura por uma estatística mais adequada para a realização

de testes considerando a fauna e o solo, deve ser cada vez mais intensificada. Outras situações que utilizam índices biológicos, associados a alguma técnica multivariada, podem ser também objeto de trabalhos num futuro próximo. Uma delas, por exemplo, é a utilização de componentes principais, que agregam vários grupos ou tratamentos. Esta análise, associada à análise de variância multivariada “stepwise”, apresentada por Dempster (1963), pode ser uma valiosa ferramenta para elucidar as verdadeiras causas de variação de ambiente e biológica.

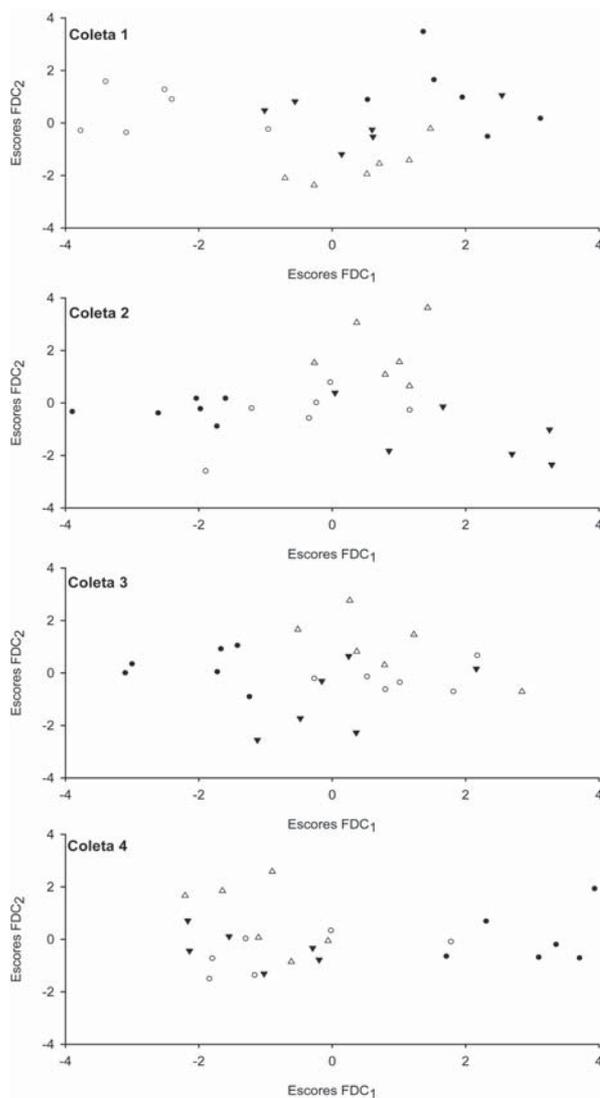


Figura 1. Escores canônicos padronizados para as duas primeiras funções discriminantes canônicas (FDC_s) avaliados separadamente para cada coleta realizada em quatro tratamentos: i) (▼) “pomar orgânico”; ii) (△) “pomar convencional”; iii) (●) “campo nativo ao lado de pomar orgânico” e; iv) (○) “campo nativo ao lado de pomar convencional”.

CONCLUSÕES

A utilização de métodos de análises de variância multivariados (MANOVA) pode adicionar informações relevantes à variação conjunta de variáveis-respostas, e tendendo a dar melhor resposta biologicamente coerente.

A análise discriminante canônica demonstra quais os organismos de maior peso canônico que auxiliaram na diferenciação das áreas nas diferentes coletas.

Os contrastes multivariados demonstram claramente que houve um efeito da não utilização de produtos químicos no sistema orgânico, diferenciando esta área das demais.

REFERÊNCIAS

- Amarante CVT, Chaves DV & Ernani PR (2006) Análise multivariada de atributos nutricionais associados ao “bitter bit” em maçãs “Gala”. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, 41:841-846.
- Baretta D, Santos JCP; Mafra AL, Wildner LP & Miquelluti DJ (2003) Fauna edáfica avaliada por armadilhas de catação manual afetada pelo manejo do solo na região oeste catarinense. *Revista de Ciências Agroveterinárias*, 2:97-106.
- Barzotto I, Santos JCP, Hawerth, FJ, Tasca FA; Alves MV, Purin S (2005) Avaliação da fauna edáfica em pomares de macieiras e em campos nativos, conduzidos nos sistemas orgânico e convencional de produção. In: 10º Congresso Brasileiro de Ciência do Solo, Recife. Anais, SBCS, Cd-rom.
- Clay K (2004) Impact of tillage practices and burrows of a native Australian anecic earthworm on soil hydrology. *Applied Soil Ecology*, 27:89-96.
- Coleman DC, Reid CPP & Cole CV (1983) Biological strategies of nutrient cycling in soil systems. *Advances in Ecology Research*, 13:1-55.
- Cruz CD, Carneiro PCS (2003) Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético. Viçosa, UFV. 579p.
- Cruz-Castillo JG, Aneshanandam S, Mackay BR, Lawes GS, Lawoko CRO & Woolley DJ (1994) Applications of canonical discriminant in horticultural research. *HortScience*, 29:1115-1119.
- Dempster AP (1963) Stepwise multivariate analysis of variance based on principal variables. *Biometrics*, 19:478-490.
- Dlamini TC, Haynes RJ (2004) Influence of agricultural land use on the size and composition of earthworm communities in northern KwaZulu-Natal, South Africa. *Applied Soil Ecology*, 27:77-88.
- Hair JF, Anderson RE, Tatham RL & Black WC (1998) *Multivariate data analysis*. 5.ed. Upper Saddle River, Prentice Hall. 608p.
- Morrison DE, (1976) *Multivariate statistical methods*. New York, McGraw-Hill. 338p.
- Mussury RM, Scalon SPQ, Silva SV & Soligo VR (2002) Study of Acari and Collembola populations in four cultivations systems in Dourados – MS. *Brazilian Archives of Biology and Technology*, 45:257-264.
- Rencher AC (2002) *Methods of multivariate Analysis*. 2.ed. New York, A Wiley-Interscience publication. 740p.
- Sas Institute Inc. (2007). SAS[®] 9.1.3 (TS1M3) for Windows Microsoft. Cary, NC, SAS Institute Inc.
- Southwood R (1978) *Ecological methods with particular reference to the study of insect populations*. 2nd. Ed. London, Chapman & Hall. p.144-146.