

Universidade de São Paulo (USP)
Escola de Engenharia de São Carlos (EESC)
Centro de Recursos Hídricos e Ecologia Aplicada (CRHEA)
Programa de Pós-Graduação em Ciências da Engenharia Ambiental

**Métodos Estatísticos
Multidimensionais e
Geoestatísticos Aplicados ao
Estudo Comparativo de
Reservatórios do Estado São Paulo**



DEDALUS - Acervo - EESC



31100017427

LUIS MAURICIO BINI

Dissertação apresentada à Escola de Engenharia de São Carlos, da Universidade de São Paulo, como parte do requisitos para a obtenção do Título de Mestre em Ciências da Engenharia Ambiental

Orientador: Prof. Dr. J. G. Tundisi

São Carlos/1995

Clas.	TESE
Cod.	0893
Tombo	143/95

Eng. Ambiental

st 0742749

Ficha catalográfica preparada pela Seção de Tratamento
da Informação do Serviço de Biblioteca - EESC-USP


B613m Bini, Luis Mauricio
Métodos estatísticos multidimensionais e geoestatísticos
aplicados ao estudo comparativo de reservatórios do Estado de
São Paulo / Luis Mauricio Bini.—São Carlos, 1995.
200p.

Dissertação (Mestrado) -- Escola de Engenharia de São
Carlos-Universidade de São Paulo, 1995.
Orientador: Prof. Dr. José Galizia Tundisi

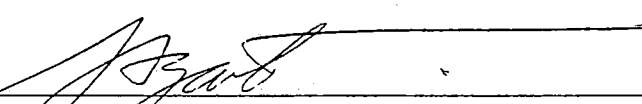
1. Reservatórios. 2. Estatística multidimensional. 3.
Geoestatística. I. Título

FOLHA DE APROVAÇÃO

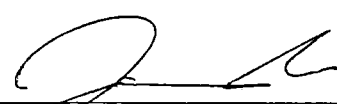
Dissertação defendida e aprovada em 18-8-1995
pela Comissão Julgadora:



Prof. Titular JOSÉ GALIZIA TUNDISI - Orientador
(Escola de Engenharia de São Carlos - USP/Presidente do CNPq)



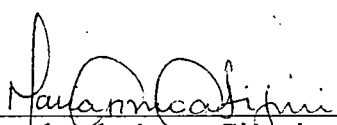
Prof. Doutor SALVADOR AIRTON GAETA
(Instituto Oceanográfico - Universidade de São Paulo)



Prof. Doutor JOSÉ EDUARDO DOS SANTOS
(Universidade Federal de São Carlos - UFSCar)



Prof. Dr. MOUNIR KHALIL EL DEBS
Vice-Presidente da Comissão de Pós-Graduação
em exercício



Coordenador da área - Ciências da Eng. Ambiental
Profa. Dra. MARIA DO CARMO CALIJURI

"Four blind men are led into a courtyard to experience an elephant for the first time. The first grasps the trunk and declares that elephants are fire hoses. The second touches an ear and maintains that elephants are rugs. The third walks into its side and believes that elephants are a kind of wall. The fourth feels a leg and decides that elephants are pillars.

This well-worn parable contains an important moral for the ecosystem ecologist. Like elephants, ecosystems can be viewed as many perspectives. Our conclusions are biased by the way we observe ecosystems. For example, if we focus on interactions among individual organisms, ecosystems seem relatively constant backgrounds, contexts within which the interesting phenomena occur. If we focus on succession, ecosystems appears to change continuously through time. In fact, both impressions are correct, depending on the purpose and the time-space scale of our observations" (extraído de O'NEILL et al., 1986).

AGRADECIMENTOS

Todos nós sabemos ou aprendemos (foi o meu caso, pelo menos) que uma dissertação não é fruto de um processo aleatório e instantâneo. Ao contrário, ela é decorrente de um processo que apresenta uma certa ordem no meio do caos que aparenta reinar. É também um processo um tanto quanto demorado, talvez remontando a graduação. Bom, a minha história é a que segue. Primeiramente, meu interesse pela Limnologia, ainda durante a graduação, foi despertado pelo Prof. Dr. Antonio F. M. Camargo. O Prof. Antonio ("orienta" como seus alunos carinhosamente o chamam) demonstra um interesse e amor tão grande pelo que faz que é impossível que esse interesse e amor não sejam passados para os seus alunos. O primeiro capítulo da minha modesta odisséia pode ser aqui, com grandes abreviações, finalizado. O segundo capítulo eu dedico ao Prof. Dr. Miguel Petrere Junior (o homem sinônimo de inteligência e competência, temido e querido por muitos). Ao Prof. Miguel eu devo todo o meu interesse pela área de quantificação em Ecologia. Os primeiros contatos que tive com análise multidimensionais, por exemplo, foram estabelecidos com as aulas noturnas (fora do horário normal de aula) que o Prof. Miguel ministrava aos alunos interessados (acentuo, não tinha relação com as atividades curriculares obrigatórias; era apenas o trabalho de um grande professor com grande preocupação na formação de seus alunos). O que eu sei sobre análises estatísticas espaciais eu devo ao grande amigo Prof. Dr. José Alexandre F. Diniz Filho. Guardem esse nome, pois o Prof. Alexandre vai longe. Fim do segundo capítulo, também bastante resumido. A temática principal dessa dissertação é idéia do meu orientador, Prof. Dr. José Galizia Tundisi. Suas qualidades (eficiência, dinamismo, produtividade acadêmica e capacidade administrativa) dispensam qualquer comentário. Agradeço ao Prof. Tundisi por ter me confiado os dados do Projeto "Tipologia" e do reservatório do Broa e também por despertar o meu interesse atual sobre a limnologia de reservatórios (fim do terceiro capítulo). Os Professores Fazal Chaudhry e Antonio Marozzi Righetto muito colaboraram para o melhoramento do projeto original desse trabalho durante o exame de qualificação. Agradeço de forma especial aos Professores Milan Straskraba e Ramon Margalef pelas sugestões durante suas atarefadas passagens pelo CRHEA. Agradeço ao amigo Ranulfo Paiva Sobrinho e a Carolina V. Minte Vera pela revisão final do texto. Gostaria de agradecer a Profa. Maria Aparecida Pion Abuabara pelas infinitas caronas de Rio Claro a São Carlos e pela amizade. Aos amigos do mestrado (especialmente ao Alexandre, Silmara, Ronaldinho, Léo e Denilson) agradeço pelo convívio e amizade. Agradeço a minha mãe, Rita, pelo amor infinito.

Essa história, se possível fosse, não teria fim.

A minha mãe,
A Carol e meus irmãos,
Ao Prof. José Galizia Tundisi,
Ao Prof. Evelyn Hutchinson,
Dedico.

AGRADECIMENTOS

Todos nós sabemos ou aprendemos (foi o meu caso, pelo menos) que uma dissertação não é fruto de um processo aleatório e instantâneo. Ao contrário, ela é decorrente de um processo que apresenta uma certa ordem no meio do caos que aparenta reinar. É também um processo um tanto quanto demorado, talvez remontando a graduação. Bom, a minha história é a que segue. Primeiramente, meu interesse pela Limnologia, ainda durante a graduação, foi despertado pelo Prof. Dr. Antonio F. M. Camargo. O Prof. Antonio ("orienta" como seus alunos carinhosamente o chamam) demonstra um interesse e amor tão grande pelo que faz que é impossível que esse interesse e amor não sejam passados para os seus alunos. O primeiro capítulo da minha modesta odisséia pode ser aqui, com grandes abreviações, finalizado. O segundo capítulo eu dedico ao Prof. Dr. Miguel Petrere Junior (o homem sinônimo de inteligência e competência, temido e querido por muitos). Ao Prof. Miguel eu devo todo o meu interesse pela área de quantificação em Ecologia. Os primeiros contatos que tive com análises multidimensionais, por exemplo, foram estabelecidos com as aulas noturnas (fora do horário normal de aula) que o Prof. Miguel ministrava aos alunos interessados (acentuo, não tinha relação com as atividades curriculares obrigatórias; era apenas o trabalho de um grande professor com grande preocupação na formação de seus alunos). O que eu sei sobre análises estatísticas espaciais eu devo ao grande amigo Prof. Dr. José Alexandre F. Diniz Filho. Guardem esse nome, pois o Prof. Alexandre vai longe. Fim do segundo capítulo, também bastante resumido. A temática principal dessa dissertação é idéia do meu orientador, Prof. Dr. José Galizia Tundisi. Suas qualidades (eficiência, dinamismo, produtividade acadêmica e capacidade administrativa) dispensam quaisquer comentários. Agradeço ao Prof. Tundisi por ter me confiado os dados do Projeto "Tipologia" e do reservatório do Broa e também por despertar o meu interesse atual sobre a limnologia de reservatórios (fim do terceiro capítulo). Os Professores Fazal Chaundry e Antonio Marozzi Rigueto muito colaboraram para o melhoramento do projeto original desse trabalho durante o exame de qualificação. Agradeço de forma especial aos Professores Milan Straškraba e Ramon Margalef pelas sugestões durante suas atarefadas passagens pelo CRHEA. Agradeço ao amigo Ranulfo Paiva Sobrinho e a Carolina V. Minte Vera pela revisão final do texto. Gostaria de agradecer a Profa. Maria Aparecida Pion Abuabara pelas infinitas caronas de Rio Claro a São Carlos e pela amizade. Aos amigos do mestrado (especialmente ao Alexandre, Silmara, Ronaldinho, Léo e Denilson) agradeço pelo convívio e amizade. Agradeço a minha mãe, Rita, pelo amor infinito.

Essa história, se possível fosse, não teria fim.

SUMÁRIO

Lista de Figuras.....	ix
Lista de Tabelas.....	xii
Lista de Abreviaturas.....	xv
Resumo.....	xvi
<i>Abstract</i>	xvii
1. Introdução.....	1
1.2. Objetivos específicos.....	7
2. Revisão da literatura.....	8
2.1. Análise comparativa de ecossistemas.....	8
2.2. Métodos multidimensionais aplicados ao estudo de ecossistemas aquáticos.....	10
2.3. Métodos geoestatísticos aplicados ao estudo dos sistemas aquáticos.....	22
2.4. Limnologia de reservatórios no Estado de São Paulo.....	24
3. Material e Métodos.....	28
3.1. Estudo da variabilidade espacial dentro de reservatórios.....	28
3.1.1. Conjunto de dados.....	28
3.1.2. Métodos estatísticos.....	30
3.2. Estudo da variabilidade espacial entre reservatórios.....	35
3.2.1. Conjunto de dados.....	35
3.2.2. Métodos estatísticos.....	44
4. Resultados.....	59
4.1. Variação espacial de grupos zooplanctônicos no reservatório do Broa.....	59
4.2. Variação espacial de parâmetros limnológicos no reservatório de Barra Bonita.....	62

4.3. Análises multidimensionais e geoestatísticas aplicadas aos dados do projeto 'Tipologia'	80
4.3.1. Bacias hidrográficas e épocas de coleta como fontes de variação.....	80
4.3.2. Ordenação dos reservatórios.....	82
4.3.3. Análise de autocorrelação espacial.....	94
4.3.4. Indicadores da performance geral dos métodos multidimensionais de classificação e ordenação aplicados ao estudo das assembleias zooplancônicas.....	98
4.3.5. Padrões de classificação e ordenação dos reservatórios segundo as assembleias zooplancônicas.....	102
4.3.6. Análise de Correlação Canônica (ACC) entre a representatividade numérica do zooplâncton e os dados abióticos.....	130
4.3.7. Teste de Mantel parcial entre a representatividade numérica do plâncton, os dados abióticos e as distâncias geográficas.....	135
5. Discussão.....	138
5.1. Considerações preliminares.....	138
5.2. Variação espacial de grupos zooplancônicos no reservatório do Broa.....	139
5.3. Variação espacial de parâmetros limnológicos no reservatório de Barra Bonita.....	144
5.4. Modelagem da variação espacial em reservatórios.....	149
5.4.1. Alguns aspectos sobre o delineamento amostral em reservatórios.....	151
5.5. Classificação e ordenação de 23 reservatórios do Estado de São Paulo através de análises multidimensionais aplicadas aos dados obtidos pelo projeto "Tipologia de reservatórios do Estado de São Paulo".....	157
5.5.1. Limnologia regional de reservatórios - dados abióticos.....	157
5.5.2. Dados bióticos.....	163
5.5.3. Relações entre as assembleias planctônicas e as características físicas e químicas dos reservatórios.....	173
6. Conclusões.....	180
7. Referências bibliográficas	182

LISTA DE FIGURAS

Figura 01 -	Mapa do reservatório do Broa mostrando as estações de coleta (TUNDISI et al., 1975).....	28
Figura 02 -	Mapa do reservatório de Barra Bonita mostrando as estações (FELIX, 1975).....	29
Figura 03 -	Mapa mostrando os 23 reservatórios do Estado de São Paulo estudados.....	39
Figura 04 -	Divisão geológica do Estado de São Paulo (SÃO PAULO, 1981a).....	40
Figura 05 -	Divisão geomorfológica do Estado de São Paulo (SÃO PAULO, 1981a).....	41
Figura 06 -	Classificação climatológica do Estado de São Paulo de acordo com a classificação de Köeppen (SETZER, 1966).....	42
Figura 07 -	Eixos de desenvolvimento econômico-industrial do Estado de São Paulo (NETO et al., 1988).....	43
Figura 08 -	Mapas do número de indivíduos de náuplios de copépodos (a), adultos de copépodos (b), cladóceros (c) e rotíferos (d), obtidos através do algoritmo <i>DWLS</i>	67
Figura 09 -	Relação entre a Superfície Canônica I e o eixo longitudinal do reservatório do Broa (r de Pearson = 0,93).....	68
Figura 10 -	Escores das estações de coleta ao longo das superfícies canônicas I e II.....	68
Figura 11 -	Correlogramas espaciais para os náuplios de copépodos (a), adultos de copépodos (b), cladóceros (c) e rotíferos (d).....	69
Figura 12 -	Pares de estações de coleta para cada classe de distância utilizados para a análise variográfica nos reservatórios do Broa (a) e Barra Bonita (b).....	70
Figura 13 -	Variogramas isotrópicos para náuplios (a) e adultos (b) de copépodos, cladóceros (c) e rotíferos (d).....	71
Figura 14 -	Escores das estações de coleta do reservatório de Barra Bonita ao longo CP I e CP II.....	72

Figura 15 -	Posições relativas das estações de coleta no reservatório de Barra Bonita (SP) de acordo com o sistema de coordenadas referenciais criado para a realização desse estudo.....	73
Figura 16 -	Interpolação dos escores do primeiro componente principal (CP I) através do método <i>DWLS</i> (<i>Distance Weighted Least-Squares</i> ; SYSTAT/SYGRAPH).....	74
Figura 17 -	Interpolação dos escores do segundo componente principal (CP II) através do método <i>DWLS</i> (<i>Distance Weighted Least-Squares</i> ; SYSTAT/SYGRAPH).....	75
Figura 18 -	Correlogramas espaciais das 12 variáveis limnológicas estudadas no reservatório de Barra Bonita.....	76
Figura 19 -	Variogramas isotrópicos para as variáveis nitrito (a), nitrato (b), íon amônio (c) e N-total (d).....	77
Figura 20 -	Variogramas isotrópicos para as variáveis P-orto (a), P-dissolvido (b), P-total (c) e pigmentos totais (d).....	78
Figura 21 -	Variogramas isotrópicos para as variáveis material em suspensão orgânico (a) e inorgânico (b), Secchi (c) e silicatos (d).....	79
Figura 22 -	Autovalores (λ) dos componentes principais para os meses de fevereiro (a), maio (b), agosto (c) e dezembro (d).....	89
Figura 23 -	Escores dos reservatórios ao longo dos componentes principais 1 e 2 (fevereiro).....	90
Figura 24 -	Escores dos reservatórios ao longo dos componentes principais 1 e 2 (maio).....	91
Figura 25 -	Escores dos reservatórios ao longo dos componentes principais 1 e 2 (agosto).....	92
Figura 26 -	Escores dos reservatórios ao longo dos componentes principais 1 e 2 (dezembro).....	93
Figura 27 -	Correlogramas espaciais para as variáveis condutividade elétrica da água (a), Ca (b), K (c) e Na (d) para os meses de fevereiro, maio, agosto e dezembro.....	96

Figura 28 -	Correlogramas espaciais para a variável Mg (a) para os 4 meses estudados. (b) Correlogramas espaciais para as variáveis Secchi, profundidade da zona eufótica, nitrato, nitrito, íon amônio, P-dissolvido, P-orto e silicatos.....	97
Figura 29 -	Classificação hierárquica dos reservatórios segundo a assembléia de rotíferos.....	111
Figura 30 -	Ordenação dos reservatórios segundo a assembléia de rotíferos.....	113
Figura 31 -	Classificação hierárquica dos reservatórios segundo a assembléia de cladóceros (fevereiro).....	115
Figura 32 -	Ordenação dos reservatórios segundo a assembléia de cladóceros (fevereiro).....	117
Figura 33 -	Classificação hierárquica dos reservatórios segundo a assembléia de cladóceros (maio).....	118
Figura 34 -	Ordenação dos reservatórios segundo a assembléia de cladóceros (maio).....	120
Figura 35 -	Classificação hierárquica dos reservatórios segundo a assembléia de copépodos (fevereiro).....	122
Figura 36 -	Ordenação dos reservatórios segundo a assembléia de copépodos (fevereiro).....	124
Figura 37 -	Classificação hierárquica dos reservatórios segundo a assembléia de copépodos (maio).....	126
Figura 38 -	Ordenação dos reservatórios segundo a assembléia de copépodos (maio).....	128
Figura 39 -	Modelos hipotéticos de distribuição zooplanctônica em um reservatório (MARZOLF, 1990).....	141
Figura 40 -	Zoneamento longitudinal de um reservatório hipotético (KIMMEL et al., 1990).....	145
Figura 41 -	Delineamento amostral proposto para descrição da variabilidade espacial do reservatório de Barra Bonita.....	154

LISTA DE TABELAS

Tabela I -	Bacias hidrográficas, coordenadas geográficas, altitude e códigos (usados ao longo do presente estudo) de 23 reservatórios do Estado de São Paulo.....	36
Tabela II -	Algumas características gerais de 23 reservatórios do Estado de São Paulo. Segundo MATSUMURA-TUNDISI <i>et al</i> (1981).....	37
Tabela III -	Variáveis obtidas pelo projeto "Tipologia" que foram utilizadas no presente estudo.....	38
Tabela IV -	Progamas de computador utilizados para a realização desse estudo.....	58
Tabela V -	Resultados da Análise Canônica de Superfície de Tendência.	60
Tabela VI -	Correlações de Pearson (r) entre as variáveis originais e os escores dos componentes principais I e II.....	63
Tabela VII -	Resultados da MANOVA para avaliar a significância das fontes de variação.....	80
Tabela VIII -	Resultados das Análises de Variância bifatoriais.	82
Tabela IX -	Correlações de Pearson entre as variáveis e os escores dos componentes principais I e II em fevereiro.....	84
Tabela X -	Correlações de Pearson entre as variáveis e os escores dos componentes principais I e II em maio.....	86
Tabela XI -	Correlações de Pearson entre as variáveis e os escores dos componentes principais I e II em agosto e dezembro.....	88
Tabela XII -	Comparação dos coeficientes de correlação cofenética para os dendrogramas obtidos através de 3 grupos zooplanctônicos, com diferentes transformações e coeficientes de parença.	100
Tabela XIII -	Porcentagem de explicação acumulada das três primeiras coordenadas principais para os 3 grupos zooplanctônicos..	100

Tabela XIV -	Valores de <i>STRESS</i> (<i>STandardized RESidual Sum of Squares</i>), 2 dimensões, para os Escalonamentos Multidimensionais Não-Métricos (EMNM) aplicados aos 3 grupos zooplanctônicos.	101
Tabela XV -	Porcentagem de explicação acumulada dos três primeiros eixos das análises de Componentes Principais (utilizando o coeficiente de correlação de Pearson) e de Correspondência (utilizando a distância de χ^2).....	101
Tabela XVI -	Assembléias de rotíferos obtidas pela análise de agrupamentos não hierárquica.....	112
Tabela XVII -	Correlações de Spearman entre as espécies de rotíferos e as coordenadas dos reservatórios ao longo dos eixos de ordenação I e II obtidos através do EMNM.....	114
Tabela XVIII -	Correlações de Spearman entre as espécies de cladócero (fevereiro) e as coordenadas dos reservatórios ao longo dos eixos de ordenação I e II obtidos através do EMNM.....	114
Tabela XIX -	Assembléias de cladóceros (fevereiro), para cada grupo de reservatórios, obtidas pela análise de agrupamentos não hierárquica.	116
Tabela XX -	Assembléias de cladóceros (maio), para cada grupo de reservatórios, obtidas pela análise de agrupamentos não hierárquica.....	119
Tabela XXI -	Correlações de Spearman entre as espécies de cladócero (maio) e as coordenadas dos reservatórios ao longo dos eixos de ordenação I e II obtidos através do EMNM.....	121
Tabela XXII -	Assembléias de copépodos (fevereiro), para cada grupo de reservatórios, obtidas pela análise de agrupamentos não hierárquica.	123
Tabela XXIII -	Correlações de Spearman entre as espécies de copépodos (fevereiro) e as coordenadas dos reservatórios ao longo dos eixos de ordenação I e II obtidos através do EMNM...	125

Tabela XXIV -	Assembléias de copéodos (maio), para cada grupo de reservatórios, obtidas pela análise de agrupamentos não hierárquica.....	127
Tabela XXV -	Correlações de Spearman entre as espécies de copéodos (maio) e as coordenadas dos reservatórios ao longo dos eixos de ordenação I e II obtidos através do EMNM.....	129
Tabela XXVI -	Resultados da Análise de Correlação Canônica entre os rotíferos e os dados abióticos em fevereiro.....	131
Tabela XXVII -	Resultados da Análise de Correlação Canônica entre os copéodos e os dados abióticos em fevereiro.....	134
Tabela XXVIII -	Resultados da Análise de Correlação Canônica entre os copéodos e os dados abióticos em maio.....	135
Tabela XXIX -	Correlações (simples e parciais) entre as matrizes de similaridade obtidas através dos grupos planctônicos, das distâncias geográficas e dos dados abióticos.....	137
Tabela XXX -	Correlações de Pearson entre os valores observados e os valores estimados através da técnica de <i>krigagem</i>	151

LISTA DE ABREVIATURAS

AC	- Análise de Correspondência
ACC	- Análise de Correlação Canônica
ACoP	- Análise de Coordenadas Principais
ACP	- Análise de Componentes Principais
ACST	- Análise Canônica de Superfície de Tendência
ANOVA	- Análise de Variância
ccc	- coeficiente de correlação cofenética
DWLS	- Distance Weighted Least-Squares
EMNM	- Escalonamento Multidimensional Não-Métrico
MANOVA	- Análise de Variância Multidimensional
STRESS	- STandardized Residual Sum os Squares
UPGMA	- Unweighted pair-group method, arithmetic average

RESUMO

BINI, L. M. **Métodos multidimensionais e geoestatísticos aplicados ao estudo comparativo de reservatórios do Estado de São Paulo**. São Carlos, 1995. p. Dissertação (Mestrado) - Escola de Engenharia de São Carlos, Universidade de São Paulo.

O protocolo analítico, envolvendo basicamente análises multidimensionais e geoestatísticas, empregado neste estudo mostrou-se adequado na descrição da variabilidade espacial de reservatórios, considerando as escalas espaciais "dentro" e "entre" reservatórios. Os reservatórios de Barra Bonita e Broa apresentaram um alto grau de heterogeneidade espacial. Para a maioria das variáveis estudadas (grupos zooplancônicos no reservatório do Broa e parâmetros limnológicos abióticos no reservatório de Barra Bonita), essa heterogeneidade foi padronizada ao longo do espaço geográfico na forma, principalmente, de gradientes horizontais ao longo dos maiores eixos dos reservatórios. Inferiu-se que os processos de transporte foram os principais responsáveis pela heterogeneidade observada. As técnicas geoestatísticas empregadas foram úteis na modelagem da variabilidade espacial dos dois reservatórios. Para o estudo da variabilidade espacial "entre" reservatórios buscou-se primeiramente um critério para a classificação de 23 reservatórios (dados obtidos pelo projeto "Tipologia de reservatórios do Estado de São Paulo"). Nesse sentido, a bacia hidrográfica e o efeito temporal foram os critérios escolhidos. O grau de mineralização da água é o principal fator responsável pela distinção dos reservatórios. A Análise de Autocorrelação Espacial mostrou que há grande dependência entre os reservatórios de uma mesma bacia hidrográfica. Para os dados bióticos do projeto "Tipologia" (composição zooplancônica) diferentes análises multidimensionais foram comparadas. O Escalonamento Multidimensional Não-Métrico foi considerado o que melhor atendeu os critérios poder de síntese e discriminação dos reservatórios. Para a Análise de Agrupamentos Hierárquica os melhores resultados (maior coeficiente de correlação cofenética e melhor padrão de classificação) foram obtidos com a utilização da métrica de Bray-Curtis. A interpretação dos padrões de similaridade entre os reservatórios de acordo com as assembléias zooplancônicas foi feita relacionando essas assembléias com os dados abióticos através de uma Análise de Correlação Canônica e através do teste de Mantel (simples e parcial). Os resultados da Análise de Correlação Canônica não foram satisfatórios. O teste de Mantel indicou que os padrões gerais de similaridade entre os reservatórios obtidos com as assembléias zooplancônicas podem ser explicados parcialmente pelos dados abióticos e pelo relacionamento geográfico entre os reservatórios.

ABSTRACT

BINI, L. M. **Multivariate and geostatistical methods applied to the comparative study of São Paulo State reservoirs.** São Carlos, 1995. 202 p. Dissertação (Mestrado) - Escola de Engenharia de São Carlos, Universidade de São Paulo.

The analyses employed in this study were based on multivariate and geostatistical methods. They were adequate in the description of the spatial variability considering both the spatial scales "within" and "between" reservoirs. The Barra Bonita and Broa reservoirs showed a high degree of spatial heterogeneity. The major part of the variables, zooplankton in Broa reservoir and limnological variables in Barra Bonita reservoir, present spatial structures, mainly longitudinal gradients, along the longitudinal axis of the reservoirs. Transport processes, probably, account for these spatial structures. Geostatistical tools seem to be adequate for modeling the spatial variability of the reservoirs. Variability spatial study "between" reservoirs was carried out with the aim to classify 23 the reservoirs. Thus, watershed and temporal effects were the classification criteria. The degree of water mineralization was the main factor in determining the distinction of the reservoirs. Spatial Autocorrelation Analysis shows a high dependence among reservoirs located in the same watershed. Biotic variables (zooplankton composition) were analysed according to several multivariate methods. Non-Metric Multidimensional Scaling was the best method regarding the following criteria: i) reservoirs discrimination and ii) power reduction. Best results, high cophenetic correlation and classification pattern, for cluster analysis were obtained with the use of Bray-Curtis metric. Zooplanktonic species and environmental relationships were analyzed using a Canonical Correlation Analysis. Canonical Correlation Analysis results were not satisfactory. Similarity patterns among reservoirs which were determined by zooplankton assemblages could be explained by geographic and abiotic factors using Mantel partial statistics.

1. Introdução

Em todo o mundo a construção de reservatórios tem se tornado uma prática comum. O aumento da demanda energética decorrente do crescimento populacional tem sido a principal justificativa apresentada para a construção dos diversos reservatórios. Vários autores enumeram os diferentes impactos que a construção dos reservatórios causam aos ecossistemas lóticos e às bacias hidrográficas nos quais estão inseridos (GANAPATI, 1973; BAXTER, 1977; TUNDISI, 1988; PETRERE, 1992; dentre outros). Embora os reservatórios realmente causem esses impactos, um aspecto extremamente importante é considerar os já contruídos como partes integrantes da fisiografia e desconsiderá-los, tanto no âmbito da pesquisa básica como no âmbito da pesquisa aplicada, seria um erro grave.

Assim, os reservatórios podem ser vistos como experimentos ecológicos em larga escala, sendo úteis para testar diferentes hipóteses (BAXTER, 1977). TUNDISI (1993a), por exemplo, ressalta que esses ambientes são propícios para averiguar a aplicação de conceitos da teoria ecológica em sistemas artificiais. Este último autor acentua ainda que os reservatórios podem também refletir em suas características limnológicas os diferentes usos que são dados às bacias hidrográficas nas quais estão inseridos.

Os reservatórios geralmente estão distribuídos ao longo de ecossistemas lóticos que atravessam regiões com diferentes características fisiográficas, oferecendo então ótima oportunidade para o desenvolvimento da limnologia comparada (TUNDISI, 1981; MATSUMURA-TUNDISI et al, 1981; TUNDISI et al, 1991) e regional (MARGALEF, 1975).

Segundo MARGALEF (1976) o conceito de limnologia regional e comparada foi introduzido por Thienemann em 1925 e por Naumann em 1927. Esses autores desenvolveram suas pesquisas contrastando os lagos profundos e oligotróficos de

países montanhosos na Escandinávia com os lagos eutróficos de origem glacial localizados nas planícies ao norte da Alemanha. Verificaram também que a influência geográfica poderia ser perturbada devido a ação cultural, ou seja, lagos oligotróficos poderiam tornar-se eutróficos em virtude da ação antrópica.

Com o aumento do número de reservatórios, o interesse por esses ambientes cresceu e segundo MATSUMURA-TUNDISI et al (1981), W. I. Shadim em 1958 e M. Stepanek em 1960 foram os primeiros a realizarem estudos limnológicos de cunho comparativo nesses ambientes. Mais recentemente, MARGALEF (1975, 1976), ESTRADA (1975, 1978), PLANAS (1975), ARMEGOL (1978), PRAT (1978) e CASAS & MARTÍNEZ (1984) realizaram estudos limnológicos comparativos em reservatórios espanhóis. Uma estreita correlação entre as características fisiográficas (principalmente geologia) e as características limnológicas foi encontrada, sendo feita a seguinte divisão: i) reservatórios de águas pouco mineralizadas localizados na porção ocidental da Espanha e ii) reservatórios de águas com maior grau de mineralização, distribuídos na porção central e oriental do referido país.

NUSCH (1975) diferenciou os reservatórios da Alemanha Ocidental de acordo com a influência antrópica, verificando que reservatórios localizados em áreas com maior densidade populacional foram classificados como altamente eutróficos. RYDER (1978) comparou a heterogeneidade ecológica entre os reservatórios localizados em climas temperados e sistemas de lagos glaciais, como resultado final verificou que grandes diferenças existem quando se consideram as características físico-químicas dos ambientes, a estrutura das comunidades, os processos evolutivos, a ecologia energética e cibernética.

DOLMAN (1990) classificou 132 reservatórios do Texas de acordo com suas características limnológicas e comunidades de peixes. Os 132 reservatórios foram divididos em dois grupos, diferenciados principalmente pela qualidade da água.

Segundo THORTON (1990) quatro escalas nos estudos comparativos dos reservatórios, podem ser reconhecidas: i) a escala geológica, ou seja, os reservatórios estão distribuídos por diferentes formações geológicas, condições climatológicas, influências antrópicas e de maneira mais geral, diferentes condições fisiográficas; ii) a macroescala, que considera os reservatórios distribuídos em uma mesma bacia hidrográfica (muito embora, no Brasil, estudos em uma mesma bacia hidrográfica frequentemente alcancem escalas geológicas); iii) a mesoescala, trabalha a nível de reservatórios e iv) a microescala, que aborda os processos e as estruturas de um determinado compartimento do reservatório.

No Brasil o desenvolvimento de estudos sistematizados de limnologia comparada de reservatórios em escala regional teve início com o projeto "Tipologia de reservatórios" financiado pela FAPESP (Fundação de Amparo a Pesquisa do Estado de São Paulo) e coordenado pelo Prof. Dr. José Galizia Tundisi. Esses reservatórios estão distribuídos por ampla gama de condições fisiográficas e apresentam diferentes interferências antrópicas. Assim, constituem-se em uma excelente oportunidade para estudos de limnologia comparada (TUNDISI & MATSUMURA-TUNDISI, 1980). O projeto "Tipologia de reservatórios" resultou em um grande desenvolvimento da limnologia aplicada no Brasil e também levantou inúmeras hipóteses sobre o funcionamento destes ecossistemas (TUNDISI, 1984; 1986a; 1988; 1990; TUNDISI et al, 1993).

Considerando o grande número de reservatórios do Estado de São Paulo e a ampla gama de condições ecológicas que influenciam esses ambientes, as abordagens em macroescala e em escala geológica (de acordo com a concepção de THORNTON, 1990) são bastantes apropriadas devido a oportunidade que oferecem de reconhecer as principais fontes que causam a variação. Embora alguns estudos nessas escalas tenham sido realizados no Estado de São Paulo, (ESTEVEES & CAMARGO, 1982; ESTEVEES, 1983; ESTEVEES & TOLENTINO, 1986; MAIER et

al, 1981; MAIER & TAKINO, 1985a b c; TAKINO & MAIER, 1986; TUNDISI et al, 1991), somente os realizados por ESTEVES & TOLENTINO (1986) e TUNDISI et al (1991) relacionaram as condições ecológicas em que se encontram esses ambientes com as condições fisiográficas reinantes, tendo em vista que esse relacionamento é fundamental para os planejamentos que buscam os múltiplos usos dos reservatórios.

O entendimento dos padrões de variabilidade das condições ecológicas dos reservatórios em função da distribuição geográfica dos mesmos é, também, um importante aspecto a ser considerado em termos de pesquisa básica, visto que essas escalas possibilitam a realização de um grande número de comparações, comparações essas que podem resultar em um aumento do conhecimento básico da dinâmica dos ecossistemas aquáticos.

Dentro do contexto da limnologia comparada de reservatórios, e também de outros ecossistemas aquáticos distribuídos no espaço geográfico, um aspecto pouco discutido é o tratamento e análise dos dados. Parece existir um consenso de que muitas das variáveis limnológicas apresentam-se correlacionadas entre si. Portanto, o estudo comparado levando em consideração a estrutura dos dados como um todo, através de análises multidimensionais (multivariadas), é uma importante ferramenta nos estudos limnológicos. De maneira mais específica, essas análises permitem reconhecer arranjos ordenados de variáveis para as dimensões espaciais e temporais (LEGENDRE et al., 1987). Porém, para os estudos limnológicos que apresentam variáveis espacialmente distribuídas uma metodologia de abordagem ainda não está bem definida, muito embora, exista um corpo teórico vasto que ainda necessita de averiguações. TUNDISI (1981), por exemplo, aponta a necessidade da aplicação de análises multivariadas para o entendimento da variabilidade espacial e temporal dos reservatórios. STRAŠKRABA et al. (1993) acentuam a necessidade de se abandonar o velho paradigma em limnologia que enfoca apenas um determinado efeito

dominante (univariado) na ecologia de reservatórios e considerar os reservatórios como sendo formados por eixos multivariados, como por exemplo, morfometria, características ópticas e produtividade que são relacionados com a composição de espécies, estruturas tróficas e de comunidades biológicas. A aplicação de análises multidimensionais em limnologia, principalmente as de ordenação e agrupamento, tem sido utilizadas principalmente para reduzir a dimensão dos dados. Entretanto, o componente espacial tem sido tratado apenas superficialmente e muitas características das variáveis coletadas ao longo do espaço geográfico, como por exemplo a autocorrelação espacial, têm sido negligenciadas (LEGENDRE et al., 1987; LEGENDRE & TROUSSELLIER, 1988; JACQUEZ, 1989).

O estudo de variáveis espacialmente distribuídas inicia-se no entendimento de dois conceitos distintos: i) presença de heterogeneidade espacial, ou seja, existem diferenças estatísticas significativas entre as médias das regiões estudadas e ii) presença de homogeneidade espacial, ou seja, não existem diferenças entre as médias das regiões para a variável em consideração. Acentua-se que os padrões de heterogeneidade espacial, quando presentes, podem ocorrer em forma de manchas ou gradientes (SOKAL & ODEM 1978 a, b; DINIZ-FILHO, 1991).

Os reservatórios no Estado de São Paulo, como já foi dito antes, estão distribuídos por uma ampla gama de fatores ecológicos condicionantes. Os diferentes usos do solo (industrialização, agricultura, etc), teoricamente, tenderiam a alterar as variações espaciais que ocorreriam em virtude da variação fisiográfica natural, por exemplo, a grande área ocupada pela cultura de cana-de-açúcar, poderia modificar as diferenças limnológicas entre os reservatórios que ocorreriam em virtude das condições geomorfológicas, geológicas, pedológicas, etc.

Em síntese, o presente trabalho utilizou as seguintes abordagens na sua realização:

- i) a limnologia comparada (nas concepções de MARGALEF, 1975, 1983 e TUNDISI & MATSUMURA - TUNDISI, 1980);
- ii) as diferentes escalas no estudo de reservatórios, principalmente a mesoescala e escalas geológica e regional (na concepção de THORTON, 1990);
- iii) as relações multivariadas entre as variáveis limnológicas bióticas e abióticas (na concepção de STRAŠKRABA et al, 1993);
- iv) o componente espacial, como fonte de variabilidade em decorrência da variação fisiográfica;

Dados os conceitos acima, o objetivo geral do presente trabalho foi o de empregar um conjunto de análises estatísticas multidimensionais e métodos geoestatísticos adequados para a descrição da variabilidade espacial das características limnológicas dos reservatórios e verificar quais os processos ecológicos responsáveis pelos padrões de variabilidade encontrados.

Três conjuntos de dados foram utilizados. Dois deles foram selecionados com o intuito de estudar a variabilidade a nível de reservatório (variação "dentro") utilizando a abordagem em mesoescala na concepção de THORNTON (1990). O terceiro conjunto de dados refere-se a parte das informações obtidas pelo Projeto de "Tipologia de Reservatórios", sendo que para esse conjunto de dados foi estudada a variabilidade "entre" reservatórios.

1.2. Objetivos específicos

O primeiro objetivo deste trabalho foi a aplicação de um protocolo analítico, baseado em análises multidimensionais e geoestatísticas, para o estudo de variáveis limnológicas coletadas ao longo do espaço geográfico. Esse protocolo analítico foi empregado para investigar os seguintes aspectos relacionados a limnologia de reservatórios:

- i) a descrição da variação espacial de parâmetros limnológicos;
- ii) a influência do espaço geográfico nas análises estatísticas;
- iii) o espaço como variável explanatória;
- iv) as relações multidimensionais entre variáveis bióticas e abióticas;
- v) estrutura de correlação entre as variáveis limnológicas;
- vi) apresentação resumida de um grande conjunto de variáveis.

2. Revisão da literatura

2.1. A análise comparativa de ecossistemas

A comparação das características de diferentes sistemas é uma das abordagens mais antigas em ecologia (HEAL & GRIME, 1991). Entretanto, somente com o advento e popularização dos microcomputadores o método comparativo ganhou suporte teórico e analítico (ver COLE et al. 1991). Essa relativa demora foi decorrente da dificuldade que era imposta para o tratamento de um grande conjunto de dados, característicos principalmente dos estudos que visavam a comparação a nível de ecossistemas. Embora muitas das técnicas estatísticas multidimensionais, apropriadas para tais estudos, terem sido criadas já no ano de 1933 (HOTTELLING, 1933), somente mais tarde (WILLIAMS & LAMBERT, 1959) elas foram empregadas visto a carência computacional. Assim, durante vários anos o estudo comparativo de lagos, por exemplo, foi feito utilizando-se uma abordagem univariada (comparação do estado trófico através de índices calculados a partir de valores de produtividade primária, fósforo total, nitrogênio total, etc.). Cabe salientar que essa abordagem foi e ainda é útil para o estudo e manejo dos sistemas aquáticos, porém vários autores (STRAŠKRABA et al., 1993 e LIND et al. 1993) descrevem as deficiências dos índices e das medidas de estado tróficos para classificação de reservatórios. De fato, STRAŠKRABA et al., (1993) acentuam a necessidade de se abandonar o velho paradigma em limnologia que considera apenas um determinado efeito dominante (univariado) na ecologia de reservatórios e considerar os reservatórios como sendo formados por eixos multivariados, como por exemplo, morfometria, características ópticas e produtividade que são relacionados com a composição de espécies, estruturas tróficas e de comunidades biológicas (DOLMAN, 1990).

DOWNING (1991) faz uma revisão dos métodos utilizados para comparação "entre" ecossistemas (*interecosystem comparison*). De acordo com o referido autor, 16 % a 25 % da pesquisa ecológica é baseada na comparação entre ecossistemas. De modo geral, segundo DOWNING (1991), três abordagens para comparação de ecossistemas são empregadas: i) *composite ecosystem comparisons* - considera a comparação de vários ecossistemas avaliando-se as similaridades e diferenças segundo um grande conjunto de variáveis bióticas e abióticas; ii) *variable-focused ecosystem comparisons* - essa abordagem concentra-se em uma ou poucas características dos ecossistemas que são consideradas de grande valor teórico ou prático; e iii) *connection-focused ecosystem comparisons* - estuda como relações causais variam entre ecossistemas.

Estas três abordagens usam métodos de comparação radicalmente diferentes. Com detalhe, a primeira abordagem citada (utilizada na maior parte do presente trabalho), que considera diferentes características (descritores) de várias unidades amostrais (ecossistemas), lança mão de técnicas multidimensionais, tais como, Análise de Componentes Principais (ACP), Análise de Correspondência (AC, *reciprocal averaging*), Análise de Agrupamentos e Análise de Correlação Canônica (ACC). DOWNING (1991) verificou que 36 % dos autores que publicaram nos periódicos *Ecology* e *Oecologia*, durante os anos de 1988 e 1989, utilizaram a Análise de Correspondência como método de comparação de ecossistemas; enquanto que 29 % e 14 % utilizaram, respectivamente, a Análise de Componentes Principais e a Análise de Correlação Canônica.

DOWNING (1991) discute também alguns problemas relacionados com os trabalhos de ecologia comparativa, a saber: i) o pequeno número de ecossistemas comparados ao mesmo tempo e ii) a mensuração de um grande número de variáveis em poucos ecossistemas. Os dois problemas citados acima são decorrentes da dificuldade que existe na realização de experimentos manipulativos nos estudos a

nível de ecossistemas. Assim, a estratégia alternativa para comparação formal de ecossistema é, dentre outros aspectos, a busca pelo máximo de variabilidade possível entre ecossistemas e a minimização dessa dentro de ecossistemas (DUARTE, 1991; McKONE; 1993).

2.2. Métodos multidimensionais aplicados ao estudo de ecossistemas aquáticos

Os estudos ecológicos, em geral, e em sistemas aquáticos em particular, são caracterizados pela obtenção simultânea de diferentes variáveis. Em associação com essa característica, grande parte desses estudos objetivam comparar várias unidades amostrais distribuídas ao longo do espaço geográfico, uma mesma unidade amostral em diferentes épocas de coleta ou ainda comparar unidades amostrais distribuídas espaço-temporalmente.

Como existe grande interdependência entre as variáveis ecológicas e dessas com o espaço/tempo, as análises dos dados de acordo com técnicas univariadas, sem a devida apreciação do efeito espacial/temporal, podem gerar interpretações falsas. Deste modo, os métodos estatísticos multidimensionais exploratórios (BARRELLA, 1992) e geoestatísticos (ROSSI et al. 1992) revestem-se da maior importância para a análise dos dados ecológicos.

Uma revisão completa dos trabalhos que apresentam métodos multidimensionais nos estudos limnológicos seria quase impossível. De fato, em qualquer número de periódicos especializados em limnologia pode-se observar trabalhos que empregam esses métodos. A revisão apresentada aqui pode ser considerada apenas uma pequena amostra (talvez viciada) retirada dos periódicos especializados que são assinados pelas bibliotecas do CRHEA-USP, NUPELIA-UEM e IB-UNESP/RC.

A primeira abordagem que pode ser evidenciada sobre o emprego de métodos multidimensionais nos estudos limnológicos refere-se à comparação desses métodos com o objetivo de verificar como se comportam diante de um mesmo conjunto de dados. Assim, JACKSON (1993) analisou as influências que diferentes técnicas de padronização, medidas de associação e métodos de ordenação produziam na interpretação de dados que descreviam a variação da comunidade bentônica ao longo de trinta e três lagos do Canadá.

MATTHEWS et al. (1991) comparam a efetividade entre a ACP, Análise de Agrupamento Hierárquica, AC e Agrupamento Conceitual (*Conceptual Clustering*) para a identificação de padrões em um grande conjunto de dados limnológicos obtidos durante vários anos no Lago Whatcom (EUA). Segundo esses autores, a ACP foi adequada para identificar padrões de tendências conhecidos relativos a qualidade da água. Porém, padrões em larga-escala temporal, como estratificação e variação sazonal planctônica, não foram identificados pela ACP. A AC foi superior a ACP na averiguação das tendências fitoplanctônicas e inferior na exploração de padrões relativos a qualidade da água. A Análise de Agrupamento Hierárquica apresentou resultados de difícil interpretação, tanto para os dados de qualidade de água como para os dados da comunidade fitoplanctônica. De acordo com MATTHEWS et al. (1991), o algoritmo *Conceptual Clustering* mostrou-se o mais eficaz na identificação de padrões de variação esperados e não esperados. MATTHEWS & HEARNE (1991) apresentam uma descrição detalhada desse novo algoritmo, destacando que nenhuma função de parença é utilizada. Além disso, MATTHEWS & HEARNE (1991) salientam que o método é aplicável para variáveis contínuas e discretas (sem a necessidade de transformações prévias), é também robusto à presença de *missing values*, variáveis com grande variância e com baixa correlação.

NEMEC & BRINKHURST (1988) descrevem um método (utilizando a técnica de *bootstrap*) para identificação de agrupamentos estatisticamente significativos provindos de uma matriz de similaridade na qual um método de agrupamento hierárquico foi aplicado em dados de abundância de espécies. Este método busca, em outras palavras, encontrar o ponto de corte de um dendrograma para a formação dos grupos que serão posteriormente interpretados ou ainda o nível de parença que apresenta a maior variação entre os agrupamentos e a menor variação dentro dos agrupamentos de maneira similar ao objetivo da ANOVA. BINI & DINIZ-FILHO (no prelo) desenvolveram um método com o mesmo objetivo. O ponto de corte ótimo do dendrograma é encontrado, segundo esse método, quando há o máximo de correlação matricial (teste de Mantel) entre a matriz binária (matriz modelo), construída a partir do dendrograma, e a matriz de similaridade original. A significância de cada correlação matricial é avaliada através de permutações aleatórias. O método proposto foi testado usando-se variáveis limnológicas coletadas em rios do litoral sul paulista (regiões de Cananéia e Itanhaém). Os resultados indicaram uma boa congruência entre o nível de corte obtido e as expectativas baseadas no conhecimento ecológico dos rios. Acentua-se ainda que o método pode ser considerado de fácil aplicação visto a existência de pacotes que realizam os cálculos necessários (por exemplo, NTSYS-PC, versão 1.5; rotina MXCOMP; ROHLF, 1989)

NEMEC & BRINKHURST (1988) utilizam a técnica de *bootstrap* para comparação de dois dendrogramas. Esse método é útil, por exemplo, em programas de monitoramento ambiental quando as mesmas unidades amostrais são estudadas em períodos distintos e dendrogramas são construídos para cada ocasião. Assim, com o objetivo de encontrar diferenças nas relações de similaridade entre as unidades amostrais, devido a um impacto ambiental, os dois dendrogramas são comparados. CAMARGO et al. (1994) usam uma abordagem similar com o objetivo

de verificar a influência da fisiografia nas características limnológicas de rios do litoral sul paulista. O método original é descrito em LEGENDRE & FORTIN (1989), consistindo basicamente na correlação de matrizes de similaridade cuja significância é testada por permutações aleatórias. A idéia implícita no método de correlação de matrizes de similaridade reside no seguinte pressuposto: se os padrões de similaridade entre unidades amostrais gerados por um conjunto de dados (fisiografia, por exemplo) é congruente com os padrões gerados por um outro conjunto de dados coletados independentemente (variáveis limnológicas, por exemplo) há evidências crescentes para a rejeição da hipótese nula (ou seja, a hipótese nula de que não há relação entre a fisiografia e a limnologia).

HAASE & POSSOLI (1993) utilizam a técnica de Análise Fatorial, técnica essa similar a ACP, na elaboração de um índice de qualidade da água do arroio Velhaco e rio Gravataí (RS). COX (1991) discute alguns pontos relacionados com o uso de métodos multidimensionais e diatomáceas para o monitoramento da qualidade da água de rios. Dentre os pontos assinalados por COX (1991), um de suma importância é sobre os cuidados que devem ser tomados para evitar o estabelecimento de relações, através de análises multidimensionais, entre fatores ambientais e abundâncias de espécies bioindicadoras, relações essas que na verdade podem ser espúrias.

JENSÉN (1970, 1979), JENSÉN & VAN DER MAAREL (1980) e WIEGLEB (1980) discutem alguns aspectos metodológicos do emprego da ACP nos estudos de comunidades de macrófitas aquáticas. BEFFY (1992) aplicou a Análise de Componentes Principais para o estudo da variação espacial e temporal de parâmetros físicos e químicos do Lago Brévente (França).

Outra abordagem que pode ser observada, entre o quase binômio limnologia-técnicas multidimensionais, é a aplicação dessas técnicas, sem considerar os aspectos metodológicos. Essa abordagem é frequentemente empregada sobre

comunidades formadas por grupos taxonômicos (moluscos, peixes, crustáceos, etc) ou funcionais-ecológicos (plactônicos, bentônicos, macrófitas aquáticas, etc). O teste da relação entre esses grupos e fatores ambientais abióticos também é frequente. A seguir alguns trabalhos com essas abordagens são apresentados para a demonstração da importância dos métodos multidimensionais nos estudos limnológicos.

SKOULIKIDIS (1993) estudou a influência da fisiografia nas características limnológicas de rios da Grécia utilizando a Análise Fatorial e a Análise de Agrupamentos. O autor verificou que os fatores controladores das características limnológicas dos rios foram o clima e a petrografia das bacias hidrográficas. Em regiões com maior densidade populacional o fator principal foi a poluição provocada por efluentes domésticos e industriais. BINI (1991) e CAMARGO et al. (1994.) obtiveram resultados semelhantes ao de SKOULIKIDIS (1993) em rios do litoral sul paulista com o emprego da Análise de Componentes Principais.

CROWL & SCHNELL (1990) estudaram os fatores ambientais, através de uma ACP e regressão múltipla *stepwise*, determinantes da densidade populacional e da distribuição de classes de tamanho no molusco *Physella virgata virgata* em diferentes escalas espaciais. Os autores argumentam que as principais causas de variabilidade na densidade e distribuição de classes de tamanho em *Physella virgata virgata*, entre rios, foram a abundância de peixes e a biomassa algal. Dentro dos rios, os principais fatores foram a velocidade da correnteza e o tamanho das partículas do substrato. Os autores sugerem que a escala espacial de coleta é um fator crucial na determinação dos fatores que governam os tamanhos e os padrões de abundância dos invertebrados bentônicos.

GROWNS et al. (1992) ordenaram e classificaram 33 áreas úmidas da Austrália. Os autores basearam-se nas comunidades de macroinvertebrados, zooplâncton e em variáveis de qualidade de água. A classificação das áreas úmidas (utilizando as variáveis bióticas) foi realizada através de uma TWINSpan (HILL,

1979 *apud* GAUCH, 1987) e a ordenação através de um Escalonamento Multidimensional. A ordenação das áreas, baseando-se nos dados abióticos, foi feita através de uma ACP com rotação "varimax". GROWNS et al. (1992) afirmam que o protocolo analítico empregado identificou de três grupos de áreas úmidas o que poderia subsidiar estratégias de manejo para essas áreas. Com detalhe, essas estratégias teriam como escopo concentrar esforços para a preservação de pelo menos um representante de cada grupo identificado. Os autores salientam ainda que o maior impacto causado nos ambientes estudados é a entrada de nutrientes devido a ação antrópica.

Técnicas de ordenação e classificação foram usadas por WADE et al. (1989) para o estudo de macroinvertebrados e de fatores ambientais em 104 estações de coleta ao longo de rios da Inglaterra. As assembleias de espécies foram ordenadas de acordo com uma Análise de Correspondência *Detrended* (HILL & GAUCH, 1980), classificadas através de uma TWINSPAN (HILL, 1979 *apud* GAUCH, 1987) e relacionadas com os fatores ambientais (química da água, latitude, tipo de substrato, etc) usando correlações, Análise Discriminante Múltipla e Análise de Componentes Principais. WADE et al. (1989) argumentam que os procedimentos analíticos utilizados permitiram a criação de sistemas úteis para a avaliação e detecção rápida de águas acidificadas da região estudada bem como de outras regiões.

CORTES (1992) verificou, através de técnicas de ordenação (Análise Canônica de Correspondência *Detrended*, ter BRAAK, 1986) e de classificação (TWINSPAN), que os padrões de variação sazonal de comunidades bentônicas, ao longo de eixos longitudinais de rios em Portugal, foram influenciados por fatores abióticos.

OBRDLIK & GARCIA-LOZANO (1992) afirmam, através de uma ACP, que as diferenças dos valores de abundância de zoobentos entre locais foram maiores que as diferenças entre as datas de amostragem. Além disso, OBRDLIK & GARCIA-

LOZANO (1992) ressaltam o efeito da geomorfologia e do tipo de substrato sobre a comunidade zoobentônica analisando o primeiro Componente Principal (efeito espacial). O segundo Componente Principal foi relacionado ao efeito das oscilações do nível de água e mudanças nos valores de temperatura (efeito temporal). É importante salientar que estudos realizados por pesquisadores do NUPELIA-UEM na planície de inundação do Alto rio Paraná obtiveram, também através de análises multidimensionais (Análise de Correlação Canônica), resultados bastante congruentes com os de OBRDLIK & GARCIA-LOZANO (1992), ou seja, maior importância do efeito espacial quando comparado ao temporal.

HINCH & COLLINS (1993) investigaram as relações entre a abundância de peixes da região litorânea com a química da água, morfologia dos lagos e macrófitas aquáticas em lagos do Canadá (Ontário). Os autores construíram modelos empíricos utilizando a Análise de Coordenadas Principais (ACoP) para reduzir a dimensão dos diferentes conjuntos de dados (peixes, química e morfologia dos lagos). Os escores das ACoPs produzidos por cada conjunto de dados, e as variáveis originais, foram então correlacionados entre si (correlação de Spearman). HINCH & COLLINS (1993) postulam, com base nas análises, que a produtividade primária e a cobertura de macrófitas aquáticas da região litorânea foram os fatores ambientais relacionados com a variação da abundância de pelo menos um gênero (*Lepomis*).

JACKSON & HARVEY (1993) estudaram as relações entre os fatores químicos e morfológicos de 40 lagos do Canadá com as comunidades de peixes e de invertebrados bentônicos. Além disso, buscaram verificar se ambas as comunidades respondiam de maneira similar aos fatores abióticos. Um terceiro objetivo de JACKSON & HARVEY (1993), bastante comum nos estudos limnológicos que empregam técnicas multidimensionais, foi o de verificar se os padrões de similaridades entre os lagos foram os mesmos considerando ambas as comunidades estudadas. Os autores verificaram que a comunidade de peixes foi significativamente

correlacionada com a morfologia dos lagos. Já a comunidade de invertebrados bentônicos foi correlacionada apenas com os fatores químicos dos lagos (principalmente pH). Apesar das comunidades estudadas responderem de maneira diferenciada aos fatores abióticos, os padrões de similaridade entre lagos gerados por ambas comunidades foram similares. Os processos bióticos entre e dentro dos lagos podem explicar, segundo JACKSON & HARVEY (1993), este paradoxo nas relações entre comunidades-fatores ambientais. O protocolo de análise seguido por JACKSON & HARVEY (1993) incluiu, além da Análise de Correspondência e Análise Canônica de Correspondência (ver BRAAK, 1986), um método para comparação de ordenações denominado Procrustes (DIGBY & KEMPTON, 1987).

PATALAS & SALKI (1993) observaram que os padrões de distribuição espacial (horizontal) de crustáceos planctônicos, através de mapeamentos simples, variaram com o aumento do tamanho de alguns lagos do Canadá. Os autores analisaram também a similaridade entre os lagos através de Análises de Agrupamentos baseadas nos índices de Jaccard e Renkonen. PATALAS & SALKI (1993) chamam a atenção ao fato de que lagos pequenos requerem um número maior de estações de coleta por unidade de área do que lagos grandes.

SIEGFRIED et al. (1989) estudaram a estrutura da comunidade de rotíferos em relação a fatores limnológicos (qualidade da água, pH e estado trófico) em 101 lagos do Parque Adirondack (EUA). O protocolo analítico seguido por SIEGFRIED et al. (1989) foi basicamente a ordenação e classificação dos lagos através de uma Análise de Componentes Principais e Análise de Agrupamentos, respectivamente. Os autores realizaram também uma análise de regressão múltipla considerando os escores dos Componentes Principais (resultantes da comunidade de rotíferos) como variáveis dependentes e as variáveis limnológicas como independentes. Alguns atributos da ecologia de comunidades (riqueza e diversidade) foram mais

correlacionados com a acidez dos lagos. Já os valores de abundância dos rotíferos foram mais associados com indicadores do estado trófico dos lagos.

LOCKE et al. (1994) investigaram as tendências temporais (9 anos) no incremento do pH em 80 lagos do Canadá e a influência desse incremento na comunidade de crustáceos zooplanctônicos. Uma Análise de Componentes Principais foi realizada sobre a matriz de correlação dos dados de abundância específica log transformados. Os escores dos dois primeiros Componentes Principais foram então correlacionados (r de Pearson) com os valores de pH e com os valores de outras variáveis limnológicas. Uma importante conclusão do trabalho de LOCKE et al. (1994) foi a de que o aumento dos valores de pH (devido a redução de emissões atmosféricas de substâncias acidulantes), ao longo do tempo, em direção às condições naturais, resultaram na recuperação de parte da comunidade zooplanctônica.

PIENITZ & SMOL (1993) estudaram as relações entre espécies de diatomáceas preservadas na superfície do sedimento de 22 lagos do Canadá com fatores abióticos (parâmetros limnológicos, latitude, etc) utilizando a Análise Canônica de Correspondência. Os autores verificaram que as concentrações de carbono inorgânico/orgânico dissolvido (DOC e DIC) foram as variáveis mais relacionadas com a distribuição das espécies de diatomáceas. Esse resultado pode ser empregado, segundo PIENITZ & SMOL (1993), para inferir concentrações de DOC e DIC que reinavam em épocas passadas a partir da assembléia de diatomáceas retiradas de cores de sedimentos.

ten CATE et al. (1993) realizaram uma tipologia de diferentes ambientes aquáticos da Holanda de acordo com as assembléias de diatomáceas e variáveis limnológicas. Uma TWINSpan e uma Análise de Correspondência Canônica foram usadas, respectivamente, para agrupar ambientes com composição biótica similar e para relacionar os dois conjuntos de dados obtidos. O pH, a poluição e a alcalinidade

foram os fatores mais fortemente relacionados com a assembléia de diatomáceas. Além disso, os autores confirmam a importância das diatomáceas como bioindicadores da presença de poluição e acidificação.

PRYGIEL & COSTE (1993) realizaram um estudo, similar ao de ten CATE et al. (1993), com o objetivo de verificar a adequação de seis índices de diatomáceas para a avaliação da qualidade de água em rios da França. Uma Análise de Componentes Principais foi realizada sobre a matriz de dados bióticos e abióticos e os índices foram correlacionados com os escores dos 3 primeiros componentes principais. PRYGIEL & COSTE (1993) verificaram que os índices baseados em abundâncias de espécies de diatomácea fornecem um complemento interessante aos índices baseados na abundância de espécies de invertebrados, visto que os primeiros respondem principalmente a eutrofização e os índices baseados em invertebrados indicam impactos relacionados com dragagem e qualidade do sedimento.

VARIS et al. (1989) estudaram as relações entre variáveis limnológicas abióticas e a abundâncias de espécies fitoplanctônicas do lago Enäjärvi (Finlândia) através de uma Análise de Correlação Canônica (ACC). Os autores afirmam que a ACC foi um procedimento adequado para análise dos dados tendo em vista que uma grande quantidade de informação pode ser interpretada graficamente. Em um estudo similar no lago Tuusulanjärvi (Finlândia), VARIS (1990) avaliou a influência de fontes não pontuais de N e P na comunidade fitoplanctônica do referido lago. Com um objetivo mais refinado VARIS (1991a) utilizou a ACC para a elaboração de um modelo preditivo tendo como variável resposta a comunidade fitoplanctônica e variáveis preditivas os fatores abióticos. VARIS (1991b) estudou as associações entre a comunidade fitoplanctônica e fatores que promovem o crescimento algal (N, P, N/P, etc) através de uma ACC no lago Kuortaneenjärvi (Finlândia). Os resultados indicaram que as cianobactérias correlacionaram-se positivamente com P e negativamente com N/P.

NEWMAN & SCHALLES (1990) construíram uma Função Discriminate para o estudo regional da química da água de baías na Califórnia (USA). Os autores verificaram que a vegetação circundante determinou as relações de similaridade entre as baías, ou seja, baías com vegetação circundante similares apresentaram composição química de suas águas também similares.

Em ecossistemas lóticos brasileiros, alguns autores têm empregado técnicas multidimensionais para o estudo das comunidades de peixes. BARRELLA & PETRERE (1994), por exemplo, estudaram a influência de fatores ambientais na estruturação da comunidade de peixes do rio Jacaré Pepira (SP) e BEAUMORD (1991), em uma abordagem similar a de BARRELLA & PETRERE (1994), estudou as comunidades de peixes do rio Manso (MT).

As técnicas multidimensionais se mostram úteis também nos estudos limnológicos de reservatórios. Através de uma ACP, ESTRADA (1975) e MARGALEF (1976), ESTRADA (1978) e ARMENGOL (1978), por exemplo, verificaram, respectivamente, a influência da geologia nas características limnológicas de reservatórios espanhóis, as relações entre pigmentos e parâmetros físico-químicos e a variação de espécies de crustáceos ao longo dos reservatórios.

Mais recentemente, LEPSŠ et al. (1990) determinaram ciclos anuais de espécies fitoplanctônicas e de parâmetros físico-químicos no reservatório Slapy (República Tcheca) através de um complexo conjunto de técnicas multidimensionais de classificação (TWINSPAN, Análise de Agrupamentos Hierárquica) e de ordenação (ACP, AC, Análise de Correspondência *Detrended*, Análise Canônica de Correspondência nas versões padrão e *Detrended*).

SALVADO & GRACIA (1991) estudaram as respostas de populações de ciliados provocadas por mudanças nas condições de parâmetros limnológicos no reservatório Foix (Espanha). Os autores verificaram, através de uma Análise de Agrupamentos Hierárquica, que a presença de *Lemna gibba* promove a criação de

um biótopo adequado ao desenvolvimento de populações de ciliados devido ao aumento de substratos e presença de anoxia.

DOLMAN (1990) elaborou uma classificação de 132 reservatórios do Texas (EUA) baseando-se na ictiofauna e em parâmetros limnológicos. Segundo este autor, cinco grupos de reservatórios foram identificados através de uma Análise de Agrupamentos Não Hierárquica (método das *k-means*). Posteriormente, DOLMAN (1990) utilizou uma Análise de Correlação Canônica para investigar as relações entre as espécies de peixes e parâmetros abióticos, observando que as associações específicas foram determinadas devido à variação da qualidade da água ao longo do espaço (primeiro eixo canônico), e devido à época de crescimento e altitude (eixos canônicos 2 e 1). Finalmente, uma Função Discriminante baseada em parâmetros limnológicos de fácil mensuração (temperatura, profundidade da termoclina, condutividade, etc) foi elaborada com o objetivo de classificar reservatórios cujos dados não participaram das análises prévias.

Embora a grande maioria dos estudos existentes de limnologia comparada de reservatórios brasileiros (principalmente do Estado de São Paulo) permitiam a abordagem multidimensional, poucos estudos a empregaram. Dentre os que empregaram técnicas multidimensionais, a grande maioria utilizou apenas a Análise de Agrupamentos (MAIER & TAKINO, 1985c; ESTEVES & TOLENTINO, 1986 e STRIXINO & TRIVINHO-STRIXINO, 1991).

AMARAL (1993) comparou a influência de diferentes habitats terrestres adjacentes ao reservatório de Promissão (SP) na comunidade de peixes. Dentre as técnicas estatísticas utilizadas por AMARAL (1993) pode-se citar a Análise de Agrupamentos Hierárquica e ACP.

2.3. Métodos geoestatísticos aplicados ao estudo dos sistemas aquáticos

A adequada descrição do componente espacial presente na informação ecológica sempre preocupou os ecólogos (FORTIN et al., 1989). Duas vertentes principais podem ser observadas no emprego de métodos analíticos para a descrição da variabilidade espacial de dados ecológicos, a saber: i) a análise do padrão espacial que avalia a maneira pela qual os indivíduos estão distribuídos ao longo do espaço amostral (agregado, uniforme e aleatório) (ELLIOTT, 1979; GREIG-SMITH, 1983; LUDWIG & REYNOLDS, 1988) e ii) os métodos geoestatísticos que objetivam detectar e modelar os padrões espaciais.

O emprego de métodos geoestatísticos nos estudos ecológicos é bastante recente (PALMER, 1988; FORTIN et al. 1989; LEGENDRE & FORTIN, 1989; ROSSI et al. 1992; DUTILLEUL & LEGENDRE, 1993; JACKSON & CALDWELL, 1993a,b; LEGENDRE, 1993; LIEBHOLD et al., 1993), ao contrário do que acontece com os métodos de análise do padrão espacial como definido anteriormente.

De acordo com LEGENDRE & FORTIN (1989), existem quatro objetivos principais para a descrição formal, através de métodos geoestatísticos, da variabilidade espacial em ecologia: i) testar a presença de autocorrelação espacial (correlação de uma variável com ela própria ao longo do espaço); ii) descrição da estrutura espacial; iii) teste de modelos causais que incluem o espaço como variável preditora e iv) mapeamento através de métodos de interpolação.

Os dois primeiros objetivos citados por LEGENDRE & FORTIN (1989) não são intuitivos. De fato, o primeiro objetivo pode ser particionado em dois, ou seja, estabelecimento de que não há autocorrelação espacial significativa para o emprego de testes estatísticos paramétricos e caso exista autocorrelação espacial, inferir sobre os processos ecológicos que a geraram. Com detalhe, a presença de autocorrelação

positiva (localidades próximas apresentam valores da variável de interesse mais similares) diminui, por exemplo, a variabilidade dentro dos grupos em uma ANOVA, assim, de maneira artificial, provoca um aumento na variabilidade entre grupos (LEGENDRE et al., 1990). PALMER (1988) afirma que a dependência espacial (presença de autocorrelação) é uma forma de pseudoreplicação (HULBERT, 1984) e viola um importante pressuposto estatístico, ou seja, o de que as réplicas são independentes. O estabelecimento de relações causais entre duas variáveis coletadas ao longo do espaço geográfico também necessita de cuidados adicionais, caso as variáveis apresentem-se espacialmente estruturadas. Este cuidado deve ser tomado com o objetivo de evitar o estabelecimento de relações causais que, de fato, são espúrias, ou seja, ambas as variáveis de interesse estão correlacionadas com o espaço (ou tempo) e não entre si (LEGENDRE & TROUSSELLIER, 1988; DINIZ-FILHO & BINI, no prelo).

Por outro lado, a descrição da dependência espacial pode ser também o próprio objetivo de um estudo ecológico, como por exemplo, a interpretação de gradientes, mapeamentos, programas de monitoramento, planejamento amostral, etc (LEGENDRE & FORTIN, 1989).

Nos estudos de sistemas aquáticos, em geral, e de limnologia, em particular, poucas aplicações de métodos geoestatísticos são observadas. LEGENDRE & TROUSSELLIER (1988), por exemplo, descreveram métodos geoestatísticos (correlogramas espaciais e teste de Mantel parcial) aplicáveis a exploração da estrutura espacial de dados ecológicos e a inclusão das coordenadas das unidades amostrais como variáveis preditoras no estudo de bactérias aquáticas heterotróficas. Nesse estudo, LEGENDRE & TROUSSELLIER (1988), verificaram que a correlação entre clorofila *a* e bactéria, na laguna Thau (França), é na verdade uma correlação espúria, pois as duas variáveis são independentemente controladas por fatores ambientais (processos de difusão).

Em outra abordagem, LEGENDRE et al. (1989) utilizam métodos geoestatísticos (variograma e krigagem) para a alocação ótima de estações de coleta, ao longo do espaço e do tempo, na laguna Thau (França). Os autores acentuam que a alocação ótima de estações de coleta depende do formato da estrutura espacial que uma determinada variável de interesse apresenta (gradientes, manchas, *hole*, etc), o que denota a importância prática dos métodos geoestatísticos. Com esse mesmo objetivo, BAUDO (1989) estimou o número de estações de coleta necessário para a descrição da variabilidade espacial do teor de cobre no sedimento do lago Orta (Itália) e comparou diferentes técnicas de mapeamento. SIMARD et al. (1992) empregaram métodos geoestatísticos para o mapeamento, estimativa de biomassa e otimização de programas de amostragem para dados autocorrelacionados relativos a abundância de *Pandalus borealis* no Golfo de Santa Lawrence.

No Brasil, pode-se citar apenas o trabalho de FERREIRA (1993) que aplicou a Análise de Superfície de Tendência Canônica (ASTC) para a descrição espacial de variáveis limnológicas no reservatório de Barra Bonita (SP). FERREIRA (1993) salienta a importância do método para o estabelecimento de estratégias de monitoramento ambiental.

2.4. Limnologia de reservatórios no Estado de São Paulo

Historicamente, os primeiros trabalhos sobre limnologia de reservatórios do Estado de São Paulo foram desenvolvidos por H. Kleerekoper no reservatório de Santo Amaro (hoje Guarapiranga, SP) e na represa da Estação Experimental de Caça e Pesca de Pirassununga (KLEEREKOPER, 1939, 1942 *apud* ESTEVES, 1988).

Mais recentemente vários trabalhos foram desenvolvidos no reservatório do Broa, Itirapina-Brotas (TUNDISI, 1977; TUNDISI et al. 1975; TUNDISI et al. 1977; CALIJURI & TUNDISI, 1990). Estes estudos contribuíram, então, para o

estabelecimento de metodologias e bases científicas que subsidiaram a criação do Projeto "Tipologia dos reservatórios do Estado de São Paulo" (TUNDISI, 1981).

O Projeto "Tipologia dos reservatórios do Estado de São Paulo" financiado pela FAPESP (Fundação de Amparo a Pesquisa do Estado de São Paulo) pode ser considerado como o precursor da limnologia comparada de reservatórios não só do Estado de São Paulo mas também de todo o Brasil.

Na primeira contribuição científica do projeto "Tipologia", TUNDISI (1981) apresenta os objetivos e as bases científicas que foram empregadas para a sua realização. Dentre os objetivos, TUNDISI (1981) cita, por exemplo, a caracterização limnológica e a tipologia dos reservatórios que se apresentam distribuídos por uma ampla gama de condições fisiográficas (geologia, geomorfologia, clima e desenvolvimento econômico; Figuras 4, 5, 6 e 7, respectivamente). Com referência as bases científicas TUNDISI (1981) cita, dentre outras, a padronização das técnicas o que permite a utilização de uma abordagem comparativa (ver seção "A análise comparativa de ecossistemas"). No final da contribuição, TUNDISI (1981) destaca a importância dos estudos de limnologia comparada de reservatórios para o estabelecimento de programas de manejo e propostas para amenizar os impactos provocados pela construção de novos reservatórios.

Abaixo são citados alguns trabalhos que de forma direta ou indireta fizeram parte do projeto "Tipologia" (como os limnólogos carinhosamente o chamam).

MATSUMURA-TUNDISI et al. (1981) apresentam alguns dos resultados obtidos em 23 dos 52 reservatórios estudados no projeto "Tipologia". Nessa contribuição os autores chamam a atenção, em concordância com MARGALEF (1975), a dificuldade que é imposta quando se tenta classificar os reservatórios de acordo com os conceitos de trofia desenvolvidos para lagos temperados.

ESTEVEES & CAMARGO (1982), ESTEVEES (1983) salientam a importância da presença de oxigênio em toda a coluna d'água e dos altos valores de temperatura

para a rápida mineralização de feopigmentos, carbono orgânico e nitrogênio orgânico em sedimentos de 17 reservatórios do Estado de São Paulo. ESTEVES & TOLENTINO (1986) relacionam de forma empírica a composição química do sedimento de 16 reservatórios à fatores antrópicos e não à geologia como seria esperado.

Os resultados obtidos por CÁCERES et al. (1987) demonstram que reservatórios localizados em áreas com maior atividade agrícola apresentaram teores mais elevados de DDT e BHC. Embora esses teores sejam menores que os reportados na literatura para regiões temperadas, os autores chamam a atenção aos cuidados que devem ser tomados tendo em vista o incremento das atividades agrícolas do Estado de São Paulo (cultura de cana-de-acúcar, por exemplo).

GIANESELLA-GALVÃO (1986) identificou o P como sendo o nutriente limitante ao crescimento algal (clorofila *a*) em 10 reservatórios do Estado de São Paulo. Em um estudo similar, TAKINO & MAIER (1986) argumentam que nenhum dos íons estudados, bem como a relação N/P, influenciaram a biomassa fitoplanctônica medida através dos valores de clorofila *a* em 17 reservatórios localizados na região da Grande São Paulo.

Em um volume especial do Boletim do Instituto de Pesca (v. 12, n. 1, 1985) há uma série de 8 trabalhos versando sobre diferentes aspectos da limnologia de 17 reservatórios localizados próximos a Grande São Paulo. Estes trabalhos são de cunho descritivo e apresentam uma grande quantidade de dados que ainda necessita de um tratamento quantitativo mais aprofundado. ARCIFA et al. (1981 a,b), GIANESELLA-GALVÃO (1985) discutem outros aspectos da limnologia de reservatórios localizados na região Sudeste do Estado de São Paulo.

CALIJURI & TUNDISI (1990) enfatizam a importância da pesquisa comparada de reservatórios para subsidiar bases para o gerenciamento e ilustram esse aspecto estudando os reservatórios do Broa e Barra Bonita (SP). Esses autores

afirmam que a variabilidade nos dois ecossistemas estudados depende da influência de fatores climatológicos, hidrológicos e hidrodinâmicos. Também utilizando uma abordagem comparativa, TUNDISI et al. (1991) estudaram a relação entre processos limnológicos básicos (produção primária, ciclos biogeoquímicos, sucessão de comunidades, etc) e funções de forças hidrológicas (tempo de retenção, fluxo) e climatológicas (precipitação e vento), em 5 reservatórios do Médio Tietê. Em um estudo mais amplo, TUNDISI et al. (1993) discutem alguns aspectos relacionados ao funcionamento ecológico de reservatórios tropicais do Brasil e enfatizam a necessidade de medidas de controle, através de ecotecnologias, para a recuperação e a melhoria da qualidade da água desses ambientes.

O conhecimento acumulado sobre os reservatórios do Estado de São Paulo permitiu também a construção de um corpo teórico sintetizante. Nesse sentido, TUNDISI (1984) sugere o termo estratificação hidráulica para o processo de estratificação que ocorre em reservatórios que não é decorrente do aquecimento térmico e baixa circulação da coluna d'água e sim devido a fatores relacionados com o próprio funcionamento do reservatório (geração de energia). Aspectos relacionados com a análise comparativa de reservatórios em diferentes latitudes são citados por TUNDISI (1990) que enfatiza a necessidade de séries históricas de dados para o melhor entendimento dos fatores chaves que influenciam os reservatórios localizados em diferentes climas. TUNDISI (1992) ressalta a importância dos reservatórios como coletores de informação a respeito das atividades socioeconômicas que ocorrem na interface formada por ecossistemas terrestres-aquáticos. TUNDISI (1993 a,b) discute alguns pontos da ecologia teórica que são úteis para a implementação de ecotecnologias visando o manejo e a recuperação de reservatórios.

3. Material e Métodos

3.1. Estudo da variabilidade espacial dentro de reservatórios

3.1.1. Conjuntos de Dados

Variação espacial de grupos zooplancônicos no reservatório do Broa

Os dados utilizados neste item foram obtidos por TUNDISI et al. (1975) e consistem em valores de densidades de quatro grupos zooplancônicos (adultos e náuplios de copépodos, cladóceros e rotíferos) em 25 estações de coleta localizadas ao longo do reservatório do Broa (Figura 1).

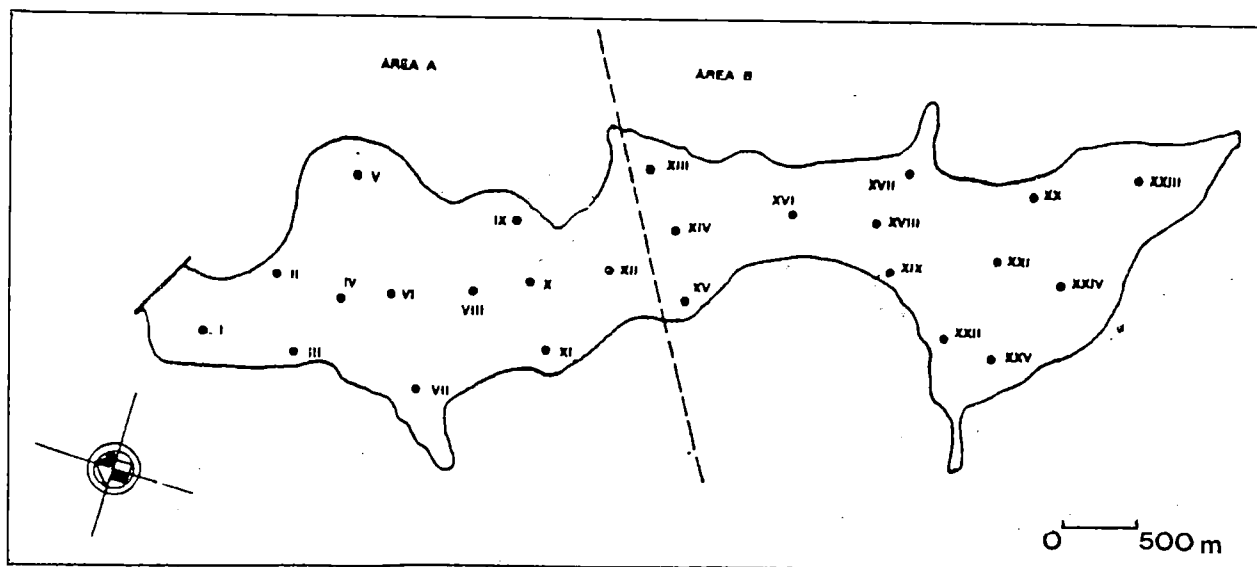


Figura 1 - Mapa do reservatório do Broa mostrando as estações de coleta (TUNDISI et al., 1975).

Variação espacial de parâmetros limnológicos no reservatório de Barra Bonita

Os dados utilizados para o estudo da variação espacial de parâmetros limnológicos no reservatório de Barra Bonita (Figura 2) podem ser encontrados em FELIX (1993). As seguintes variáveis foram obtidas em 29 estações de coleta: pigmentos totais, material em suspensão inorgânico/orgânico, profundidade de desaparecimento do disco de Secchi, nitrato, nitrito, silicatos, ortofosfato, fósforo dissolvido, fósforo total, íon amônio e nitrogênio total.

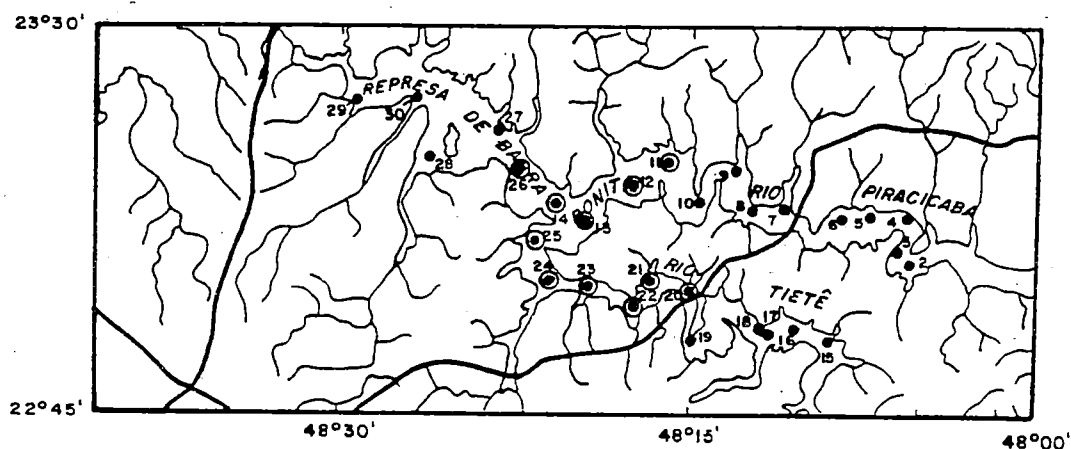


Figura 2 - Mapa do reservatório de Barra Bonita mostrando as estações de coleta (FELIX, 1993).

3.1.2. Métodos estatísticos

Padrões de variação espacial

A primeira avaliação que pode ser feita em um conjunto de informações ecológicas coletadas ao longo do espaço geográfico é análise exploratória das relações entre essas informações e o espaço geográfico. Essa análise exploratória pode ser feita mapeando-se os valores obtidos, tendo-se como objetivo a observação de padrões ordenados de variação (DIGBY & KEMPTON, 1987; WARTENBERG, 1985; DINIZ-FILHO, 1994). Neste estudo, tais mapas foram obtidos através do pacote SYGRAPH/SYSTAT, versão 5.01 (WILKINSON, 1988), utilizando o algoritmo de interpolação DWLS (*Distance Weighted Least-Squares*).

A descrição formal da relação existente entre as variáveis limnológicas e o espaço geográfico foi feita através de uma Análise Canônica de Superfícies de Tendência - ACST (*Canonical Trend Surface Analysis*) (LEE, 1969; WARTENBERG, 1985; FERREIRA, 1993; DINIZ-FILHO, 1994). Salienta-se que a ACST só foi realizada para os dados do reservatório do Broa, visto que FERREIRA (1993) já estudou o comportamento espacial das variáveis limnológicas do reservatório de Barra Bonita através de uma ACST.

A ACST pode ser visualizada como uma extensão multidimensional da análise de regressão múltipla, onde as variáveis independentes são coordenadas geográficas (latitude e longitude). Com detalhe, a análise de regressão múltipla feita dessa forma é denominada Análise de Superfície de Tendência. Por outro lado a ACST é uma aplicação específica da Análise de Correlação Canônica (que é aplicada a dados multidimensionais que são diferenciados naturalmente em dois conjuntos, MANLY, 1986; ver explicação mais detalhada no item 3.2.3.), onde um conjunto de variáveis de interesse (no caso densidades de grupos zooplactônicos)

denota funções lineares ou polinomiais de coordenadas espaciais (FERREIRA, 1993).

Qualquer pacote estatístico que apresente rotinas capazes de realizar uma Análise de Correlação Canônica é apropriado para a obtenção de uma ACST. Neste estudo foi utilizado o pacote SYGRAPH/SYSTAT, versão 5.01 (WILKINSON, 1988). Os comandos para a realização de uma ACST através do SYGRAPH/SYSTAT, utilizando a rotina MGLH, são basicamente:

$$Y_1, Y_2, Y_3, \dots, Y_n = \text{constant} + X_1 + X_2$$

onde Y_i denota as variáveis de interesse, *constant* são os coeficientes da regressão e $X_1 - X_2$ são as coordenadas geográficas (latitude e longitude). A utilização do pacote estatístico SYGRAPH/SYSTAT, versão 5.01 (WILKINSON, 1988) para a realização de uma ACST fornece:

- i) os valores das correlações canônicas que medem a congruência que existe entre os dois conjuntos de dados, ou de maneira específica, o quanto da variabilidade dos organismos zooplânctônicos pode ser explicada pela geografia;
- ii) os valores do teste de Bartlett, com distribuição χ^2 , que indicam a significância das correlações canônicas;
- iii) os coeficientes canônicos que mostram a importância de cada uma das variáveis para definir a principal direção de correlação entre os dois conjuntos de variáveis (grupos zooplânctônicos X geografia).

A descrição matemática da ACST pode ser encontrada em LEE (1969) e FERREIRA (1993).

Acentua-se que existe a possibilidade do emprego da Análise de Superfície de Tendência para uma única variável, porém esse procedimento não é aconselhável visto as relações de interdependência entre as variáveis limnológicas.

A análise quantitativa da estrutura espacial dos conjuntos de dados descritos acima foi também avaliada através da Análise de Autocorrelação espacial (CLIFF & ORD, 1973 ; SOKAL & ODEN, 1978 a, b).

Uma variável apresenta autocorrelação espacial quando seu valor em uma dada localidade (estação de coleta) é dependente dos valores da variável nas localidades vizinhas. Com detalhe, a presença de autocorrelação espacial positiva indica que os valores obtidos para uma variável quantitativa qualquer são mais similares entre as localidades mais próximas. Ao contrário, a presença de autocorrelação espacial negativa implica que as localidades mais próximas são as mais desiguais (SOKAL & ODEN, 1978a, b; DINIZ-FILHO, 1991; 1994; LEGENDRE 1993).

A presença de autocorrelação espacial positiva dentro dos grupos perturba os testes de significância usados na ANOVA e em seus equivalentes não-paramétricos. LEGENDRE et al. (1990) apontam que os testes de significância tornam-se muito liberais, ou seja, a probabilidade de erro Tipo I é maior do que a assumida pelo valor de ###. A existência de autocorrelação negativa produz um efeito contrário ao enunciado acima. PALMER (1988) acentua que a presença de autocorrelação espacial pode ser encarada como uma forma de pseudoreplicação (HULBERT, 1984), o que viola um importante pressuposto de qualquer análise estatística, isto é, a independência das amostras.

A análise de autocorrelação espacial permite também avaliar as estruturas de variação espacial. Após verificar a existência de heterogeneidade espacial (rejeição da hipótese nula de homogeneidade espacial) pode-se verificar se existe ou não algum padrão espacial, ou seja, verificar se as diferenças encontradas estão ou não distribuídas aleatoriamente sobre o espaço geográfico. Caso seja verificado algum padrão espacial é possível ainda verificar se esse padrão apresenta-se em forma de gradiente ou manchas (*patches*).

A autocorrelação espacial de uma variável pode ser medida pelo índice I de Moran (MORAN, 1950) ou c de Geary (GEARY, 1968). O índice I , utilizado nesse estudo, é dado por:

$$I = (n / S) [(\sum_i \sum_j W_{ij} Z_i Z_j / \sum_i Z_i^2)], \text{ onde}$$

n é o número de estações de coleta;

W_{ij} é a matriz de relacionamento espacial entre as estações de coleta ($i, j = 1, \dots, n$);

Z_i é uma variável (X_i) centrada pela média ($i = 1, \dots, n$);

S é o somatório das distâncias geográficas entre as n estações de coleta contidas na matriz W .

O índice I de Moran varia entre $+1$, 0 e -1 , sendo que o primeiro indica o máximo de autocorrelação positiva e o segundo o máximo de autocorrelação negativa. O valor esperado sob a hipótese nula de ausência de autocorrelação espacial é dado por $E(I) = -1/(n - 1)$. A significância de I pode ser testada comparando-se o afastamento do valor esperado sob H_0 ($Z = I - E(I) / \text{var}(I)^{1/2}$) com a distribuição normal.

Os resultados de uma análise de autocorrelação espacial são usualmente apresentados em forma de um gráfico denominado correlograma (SOKAL & ODEN, 1978 a, b). O correlograma consiste basicamente em relacionar o aumento das distâncias geográficas (abscissas), obtidas pela matriz W mostrada acima, com os índices I obtidos (ordenadas). A quantidade de valores de índices I no correlograma é igual ao número de classes de distância.

Para a efetiva demonstração de algum padrão espacial é necessário, entretanto, avaliar a significância do correlograma como um todo, já que o fato de um único índice I ser significativo a um dado α não implica necessariamente que o

correlograma como um todo também o seja ou indique um padrão espacial. O correlograma como um todo será significativo se P for menor que α' , seguindo a correção dada por Bonferroni:

$$\alpha' = \alpha/n, \text{ onde}$$

α' é a probabilidade de erro Tipo I que deve ser escolhida; α é a probabilidade de erro Tipo I para um coeficiente apenas (geralmente 0,05) e n é o número total de coeficientes do correlograma (LEGENDRE & FORTIN, 1989).

A descrição das estruturas espaciais dos dois conjuntos de dados considerados foi feita também através do semi-variograma ou variograma (LEGENDRE & FORTIN, 1989). Um variograma pode ser obtido pela seguinte formulação:

$$\gamma(d) = [1/(2n_d) \sum [(y_{(i+d)} - y_{(i)})^2]$$

onde n_d é o número de pares de pontos com distância d entre esses pontos e y é a variável de interesse mensurada nas localidades i e $i+d$. Os seguintes modelos relacionam $\gamma(d)$ com o aumento das distâncias d :

i) linear - $\gamma(d) = C_0 + bd$, onde b é a inclinação e C_0 (denominado efeito *nugget*) é o ponto onde a curva intercepta o eixo formado pelos valores de $\gamma(d)$;

ii) exponencial - $\gamma(d) = C_0 + C[1 - \exp(-d/a)]$, onde C_0 é o efeito *nugget*, C (também chamado *sill*) é a variância espacial menos C_0 e a é o valor máximo de d onde se pode observar a dependência espacial;

iii) esférico - $\gamma(d) = C_0 + C[(3d/2a) - (d^3/2a^3)]$ se $d \leq a$, ou $\gamma(d) = C_0 + C$ se $d > a$;

iv) gaussiano - $\gamma(d) = C_0 + C[1 - \exp(-d^2/a^2)]$.

3.2. Estudo da variabilidade espacial entre reservatórios

3.2.1. Conjunto de dados

Os dados utilizados neste item foram obtidos pelo projeto intitulado "Tipologia de reservatórios do Estado de São Paulo", financiado pela Fundação de Amparo a Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP) e coordenado pelo Prof. Dr. José Galizia Tundisi. Na Tabela I pode-se observar os nomes dos 23 reservatórios, suas coordenadas geográficas e as bacias aos quais pertencem (rios Pardo, Grande, Paraná, Tietê e Paranapanema; Figura 3). A Tabela II apresenta algumas características gerais dos 23 reservatórios.

As Figuras 4, 5, 6 e 7 apresentam, respectivamente, as diferentes características geológicas, geomorfológicas, climatológicas e as tendências de desenvolvimento econômico do Estado de São Paulo.

A váriaveis utilizadas constituem-se em parâmetros limnológicos bióticos e abióticos. A Tabela III apresenta essas variáveis e suas unidades de mensuração. Os detalhes sobre os procedimentos analíticos utilizados para obtenção de cada uma delas são encontrados em TUNDISI (1981).

Tabela I- Bacias hidrográficas, coordenadas geográficas, altitude e códigos (usados ao longo do presente estudo) de 23 reservatórios do Estado de São Paulo.

Bacias hidrográficas	Reservatórios	Lat. (S)	Long. (O)	Altitude (m)	Abreviação
Pardo	Euclides da Cunha	21° 36'	46° 54'	700	EC
	Limoeiro	21° 27'	47° 01'	650	LI
Grande	Graminha	21° 32'	46° 38'	800	GR
	Jaguara	20° 11'	47° 25'	536	JA
	Estreito	20° 32'	47° 24'	1000	ES
	Volta Grande	20° 05'	48° 02'	510	VG
	Porto Colômbia	20° 10'	48° 48'	500	PC
	Marimbondo	20° 18'	49° 11'	390	MA
	Água Vermelha	19° 58'	51° 18'	452	AV
Paraná	Ilha Solteira	20° 24'	51° 21'	356	IS
	Jupia	20° 58'	51° 43'	260	JU
Tietê	Barra Bonita	22° 29'	48° 34'	430	BB
	Bariri	22° 06'	48° 45'	442	BA
	Ibitinga	21° 45'	48° 50'	460	IB
	Promissão	21° 24'	49° 47'	410	PR
Paranapanema	Salto de Avanhandava	21° 13'	49° 46'	360	SA
	Capivara	22° 37'	50° 22'	520	CA
	Rio Pari	22° 51'	50° 32'	420	RP
	Xavantes	23° 08'	49° 43'	400	XA
	Salto Grande	22° 53'	49° 59'	405	SG
	Piraju	23° 11'	49° 16'	571	PI
	Jurumirim	23° 11'	49° 16'	571	JU
	Rio Novo	23° 06'	48° 55'	755	RN

Tabela II - Algumas características gerais de 23 reservatórios do Estado de São Paulo. Segundo MATSUMURA-TUNDISI et al. (1981).

Reservatórios	Volume (m ³ 10 ³)	Área da Bacia (Km)	Área inundada (ha)
Barra Bonita	200	3230	3248491
Bariri	1330	3543	5520
Ibitinga	2250	43500	11500
Promissão	6140	5180	60500
Salto de Avanhandava	-	-	-
Capivara	10800	85000	51500
Rio Pari	-	-	-
Salto Grande	83	38765	1353
Xavantes	6300	27500	40000
Piraju	15	-	-
Jurumirim	430	17800	51227
Rio Novo	-	-	-
Limoeiro	600	4053	320
Euclides da Cunha	2200	4050	150
Graminha	2401	2580	3500
Estreito	4300	-	4600
Jaguara	1220	62700	3300
Volta Grande	3866	68800	4250
Porto Colombia	3120	78400	14000
Marimbondo	13502	118600	43800
Água Vermelha	19640	139900	64400
Ilha Solteira	27325	347000	123100
Jupia	7300	470000	35200

Tabela III - Variáveis obtidas pelo projeto "Tipologia" que foram utilizadas no presente estudo.

Variáveis	unidades
Secchi	(m)
condutividade elétrica	($\mu\text{S}/\text{cm}$)
profundidade da Zona eufótica	(m)
Ca	(ppm)
Mg	(ppm)
Na	(pmm)
K	($\mu\text{g}/\text{L}$)
nitrito	($\mu\text{g}/\text{L}$)
nitrato	($\mu\text{g}/\text{L}$)
P-orto	($\mu\text{g}/\text{L}$)
P-dissolvido	($\mu\text{g}/\text{L}$)
íon amônio	($\mu\text{g}/\text{L}$)
silicatos	(mg/L)
composição zooplanctônica	(nº de organismos/2 minutos de arrasto horizontal)
composição fitoplanctônica	(presença e ausência)

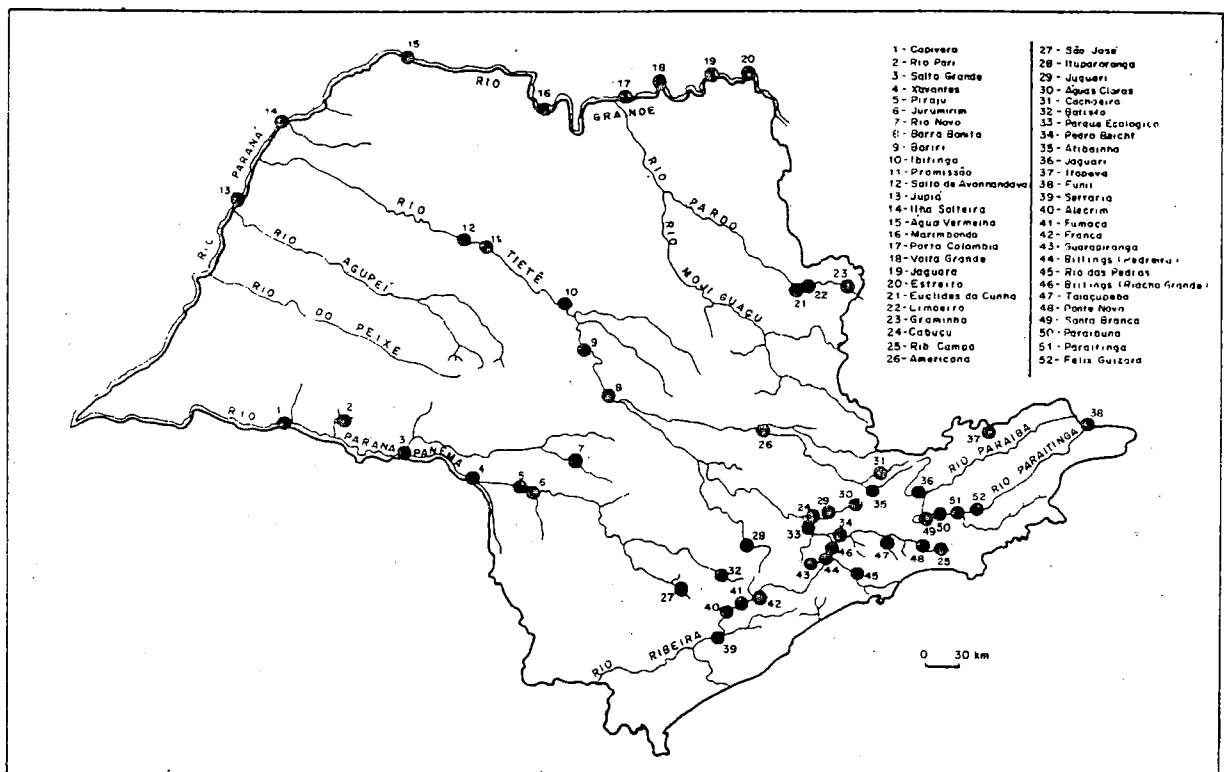


Figura 3 - Mapa mostrando os 23 reservatórios do Estado de São Paulo estudados.

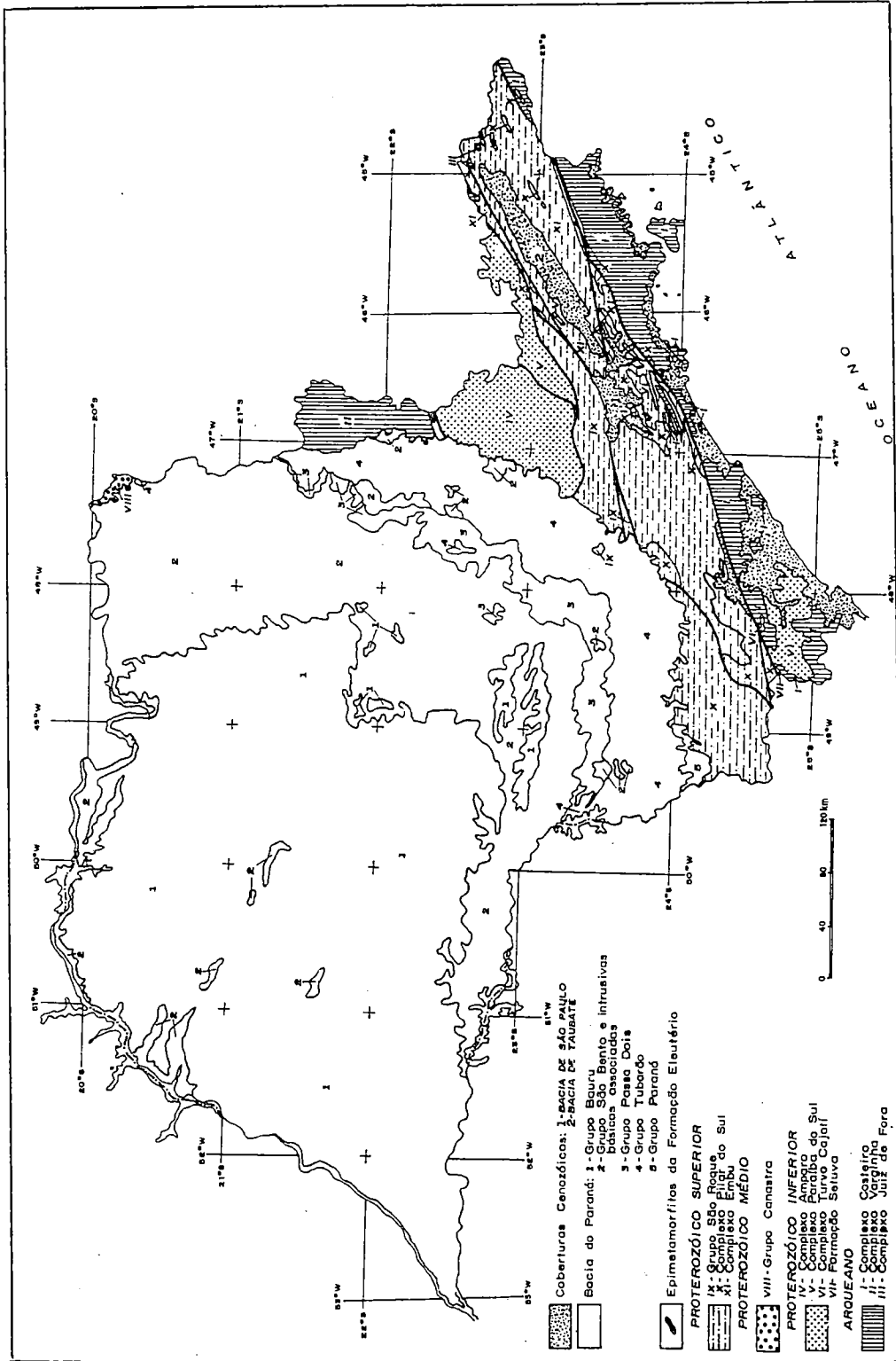


Figura 4 - Divisão geológica do Estado de São Paulo (SÃO PAULO, 1981a)

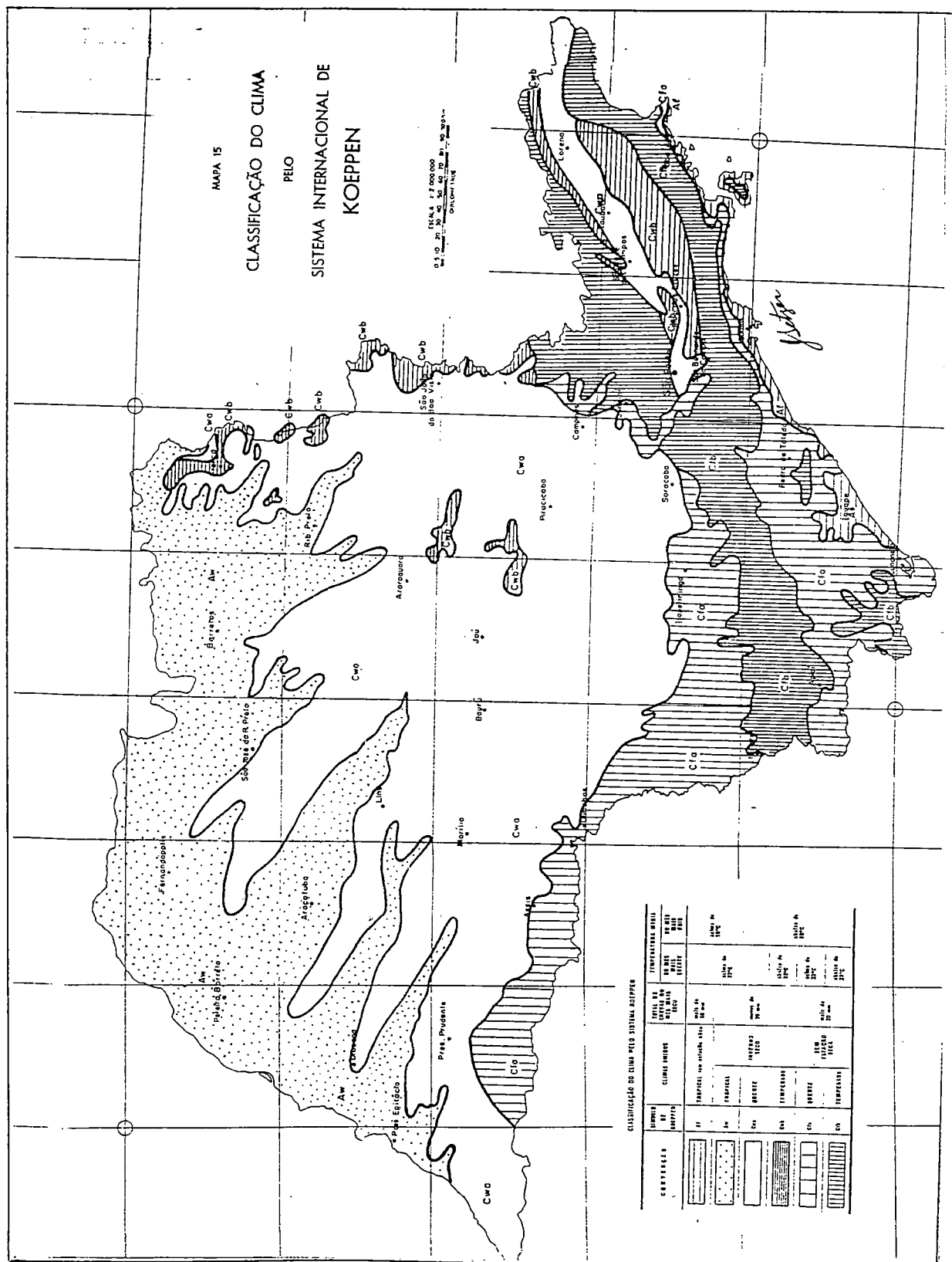


Figura 6 - Classificação climatológica do Estado de São Paulo de acordo com o esquema de Köeppen (SETZER, 1966).

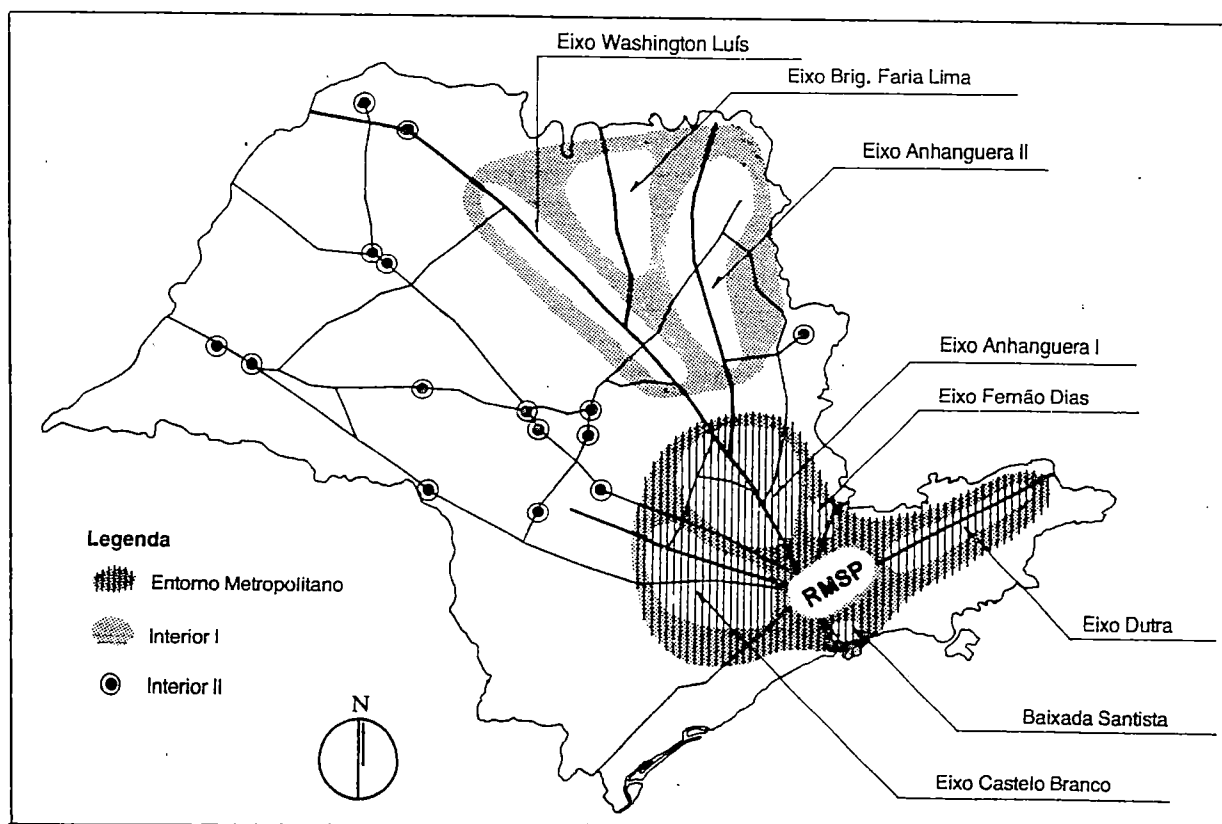


Figura 7 - Eixos de desenvolvimento econômico-industrial do Estado de São Paulo (NETO et al., 1988)

3.2.2. Métodos estatísticos

Análise da heterogeneidade espacial/temporal das 5 bacias hidrográficas.

A análise de dados que se apresentam espacialmente/temporalmente distribuídos inicia-se com a quantificação das fontes de variação que atuam sobre as unidades amostrais de interesse. No presente estudos três fontes de variação podem ser observadas, a saber: i) as diferentes épocas de coleta, produzindo variação temporal entre os reservatórios; ii) a posição geográfica de cada bacia hidrográfica, indicando a existência de heterogeneidade espacial e iii) a possível interação entre as duas fontes anteriores, indicando a existência de variação geográfica na intensidade de variação temporal.

O melhor modelo linear para avaliar a influência dessas fontes de variação é a Análise de Variância bifatorial (SOKAL & ROHLF, 1981). No presente estudo as bacias hidrográficas e as épocas de coleta foram fixadas como os fatores. As hipóteses nulas (H_0) testadas para cada variável foram as que seguem:

- i) Não existem diferenças entre os reservatórios de cada uma das bacias hidrográficas (presença de homogeneidade espacial)
- ii) Não existem diferenças entre as épocas de coleta (presença de homogeneidade temporal).
- iii) Não existem variações geográficas na intensidade de variação temporal.

Uma Análise de Variância Multidimensional (MANOVA) (HARRIS, 1975; MORRISON, 1976; JOHNSON & WICHERN, 1992) também foi empregada para testar a hipótese nula de igualdade dos centróides no espaço multidimensional. O modelo da MANOVA pode ser expresso da seguinte maneira:

$U = \frac{|SW|}{|SW+SB|}$, onde:

U é uma estatística similar ao F da ANOVA, **SW** é a matriz de covariância "dentro" dos grupos e **SB** é a matriz de covariância "entre" os grupos

A estatística U varia entre zero e 1, sendo que quando há diferenças entre os grupos o valor de U tende a zero, o que equivale a dizer que as elipses formadas pelos dados multidimensionais de cada grupo não se sobrepõem. A distribuição de probabilidades para se avaliar a significância de U é muito complicada, sendo que para o presente estudo essa estatística foi convertida numa distribuição de χ^2 como descrito em HARRIS (1975).

As Análises de Variâncias unidimensionais descritas acima permitiram reconhecer quais das variáveis utilizadas na MANOVA mais contribuíram para a diferenciação dos centróides.

A análise de autocorrelação espacial, como descrita no item 4.2.1., também foi aplicada para cada uma das variáveis abióticas.

Ordenação dos reservatórios utilizando suas características limnológicas abióticas

Uma vez rejeitada a hipótese nula de homogeneidade de variação é necessário verificar se existem padrões de variação espacial. Isto consiste basicamente em reconhecer arranjos ordenados das variáveis sobre o espaço geográfico.

A análise exploratória dos padrões de variação espacial entre os reservatórios foi efetuada, conforme sugerido por MARGALEF (1976) e ESTRADA (1975), através de uma Análise de Componentes Principais (*Principal Component Analysis*) (MANLY, 1986) aplicada a matriz de correlação entre as variáveis previamente padronizadas. A padronização dos dados se faz necessária para que cada variável tenha igual peso no resultado final da análise.

Se um determinado conjunto de dados é visualizado como uma "nuvem" de pontos (cada ponto representando uma unidade amostral de interesse, por exemplo, reservatório) em um espaço multidimensional formado por p variáveis, então a ACP é um método que encontra eixos ortogonais (perpendiculares entre si) na direção que apresenta a maior variação entre os pontos (NEFF & MARCUS, 1980). Uma ACP é obtida através da extração de autovalores e autovetores de uma matriz de correlação ou covariância entre as variáveis. Os autovetores são utilizados, então, para o cálculo das n combinações lineares (Z) ou componentes principais (sendo que $n = p$):

$$Z_i = a_{1i}X_1 + a_{2i}X_2 + \dots + a_{pi}X_p \quad (i=1, \dots, n)$$

onde Z_i é o i -ésimo componente principal, a_{1i} é o autovetor da variável X_1 obtido para o componente Z_i e a_{pi} é o autovetor da variável X_p obtido para o componente Z_i .

Através das combinações lineares pode-se calcular, para cada unidade amostral de interesse, os escores, isto é, a posição dessas unidades no espaço formado por p variáveis. Esses procedimentos são vistos como técnicas de redução da dimensionalidade dos dados, pois as similaridades relativas entre as unidades amostrais são apresentadas considerando apenas alguns componentes principais (MANLY, 1986).

O método de redução implica na perda de alguma "informação" não explicada pelos componentes escolhidos para a interpretação. Assim, é necessário calcular o quanto da variação dos dados é explicada por cada componente principal e verificar se a redução foi apropriada (ou seja, verificar se a maior parte da variabilidade dos dados é representada por alguns poucos componentes principais). A porcentagem de variação explicada para um determinado componente é dada pelo autovalor associado a esse componente dividido pela somatória dos autovalores, vezes 100.

Existem diferentes técnicas para a escolha do número máximo de componentes principais a serem interpretados. Os procedimentos heurísticos incluem: i) a retenção de componentes com autovalores > 1 (critério de Kaiser-Guttman); ii) o mesmo que (i) utilizando a técnica de *bootstrap*; iii) verificação gráfica (gráfico contendo os autovalores (ordenada) contra os números dos componentes (abscissa), onde o número máximo de componentes é o ponto de inflexão da curva; iv) ajuste do modelo de *broken-stick* e v) retenção sucessiva de componentes até a obtenção de 95 % da variabilidade total dos dados. Os procedimentos estatísticos são: i) teste de esfericidade de Bartlett; ii) teste de homogeneidade de correlação matricial de Bartlett, iii) cálculo de limites de confiança, através da técnica de *bootstrap*, de sucessivos autovalores (isto é, testar a existência de diferenças significativas entre autovalores); iv) teste do segundo autovalor de Lawley e v) cálculo de limites de confiança, também através da técnica de *bootstrap*, dos autovetores (isto é, testar se cada autovetor, associado com cada componente principal, difere de zero; retendo os componentes que apresentam pelo menos dois autovetores significativamente maiores que zero) (JACKSON, 1993). De acordo com JACKSON (1993) os resultados mais consistentes são obtidos com os métodos baseados no ajuste do modelo *broken-stick* e nos que utilizam a técnica *bootstrap*.

Uma vez definido o número de componentes principais, é necessário verificar quais as variáveis que mais contribuíram para a formação desses componentes. Para tanto, pode-se calcular o coeficiente de correlação linear de Pearson entre os escores e a variável original padronizada, ou seja, os coeficientes de estrutura (NEFF & MARCUS, 1980).

Em suma, a ACP foi empregada neste estudo com o objetivo de ordenar os reservatórios e reduzir a dimensionalidade dos dados. Como as variáveis apresentam-se em diferentes escalas, a ACP foi obtida, através do pacote

SYSTAT/SYGRAPH - versão 5.03 (WILKINSON, 1991), a partir da matriz de correlação entre as variáveis previamente padronizadas. A retenção dos componentes foi de acordo com o critério de Kaiser-Guttman (JACKSON, 1993).

Classificação dos reservatórios de acordo com as assembleias zooplanctônicas

Os padrões de similaridade entre os reservatórios, para cada época de coleta e grupo zooplanctônico, foram estabelecidos através de diferentes métodos multidimensionais e protocolos.

Primeiramente, a matriz original dos dados (onde cada espécie representa uma variável descritora dos reservatórios) foi submetida a três tipos de transformações: $\log_{10}(Y_{kj}+1)$, $\sqrt{Y_{kj}}$ e $\sqrt{(Y_{kj}+0,5)}$.

Após a transformação dos dados, matrizes de parença foram obtidas através dos coeficientes de Bray-Curtis (d1), Canberra (d2), Morisita (c1) e Moristita-Horn (c2). O grau de parença entre duas amostras (i e j, no presente estudo reservatórios) através desses coeficientes é calculado através das seguintes formulações (KREBS, 1989):

- Bray - Curtis : $d1(i,j) = \frac{\sum_{k=1}^n |Y_{ki} - Y_{kj}|}{\sum_{k=1}^n (Y_{ki} + Y_{kj})}$
- Canberra : $d2(i,j) = (1/n) \cdot \sum_{k=1}^n (|Y_{ki} - Y_{kj}| / (Y_{ki} + Y_{kj}))$
- Morisita: $c1(i,j) = \frac{\sum_{k=1}^n Y_{ki} \cdot Y_{kj}}{(\lambda_i + \lambda_j) N_i N_j}$

onde:

$$\lambda_i = \sum_{k=1}^n [Y_{ki} (Y_{ki} - 1)] / N_i (N_i - 1)$$

$$\lambda_j = \sum_{k=1}^n [Y_{kj} (Y_{kj} - 1)] / N_j (N_j - 1)$$

- Morisita-Horn: $c2(i,j) = \sum_{k=1}^n Y_{ki} \cdot Y_{kj} / (\sum_{k=1}^n Y_{ki}^2 / N_i^2 + \sum_{k=1}^n Y_{kj}^2 / N_j^2) N_i N_j$

onde:

Y_{ki}, Y_{kj} = número de indivíduos da espécie k em cada amostra (i e j)

n = número total de espécies nas duas amostras (i e j)

$$N_i = \sum_{k=1}^n Y_{ki} = \text{número total de indivíduos na amostra i}$$

$$N_j = \sum_{k=1}^n Y_{kj} = \text{número de indivíduos na amostra j}$$

Sobre as matrizes de parença descritas acima foram aplicadas Análises de Agrupamentos Hierárquicas por UPGMA (*Unweighted pair-group method-arithmetic average*; agrupamento não ponderado aos pares utilizando média aritméticas; SNEATH & SOKAL, 1973). Os resultados foram apresentados na forma de dendrogramas. Esses dendrogramas foram avaliados correlacionando-se os valores cofenéticos (obtidos a partir dos dendrogramas) com as matrizes de parença originais (SOKAL & ROHLF, 1962).

Para cada assembléia zooplanctônica uma análise de agrupamentos não hierárquica, que emprega a métrica euclidiana, foi também realizada através do método das *K-means* (DOLMAN, 1990).

Ordenação dos reservatórios de acordo com as assembleias zooplancônicas

Além da ACP, como descrita acima (excetuando-se que os dados não foram padronizados), outros métodos multidimensionais foram empregados com o objetivo de ordenar os reservatórios através das assembleias zooplancônicas, a saber: Análise de Correspondência (AC), Análise de Coordenadas Principais (ACoP) e Escalonamento Multidimensional Não-Métrico (EMNM). Os resultados desses métodos foram então comparados com o objetivo de identificar o que melhor representa a estrutura dos dados.

A Análise de Coordenadas Principais (ACoP) também é uma técnica de redução da dimensionalidade dos dados e é baseada na matriz de distâncias euclidianas (ou qualquer outro coeficiente de parença; no presente estudo foi utilizado o coeficiente de Bray-Curtis) entre as unidades amostrais de interesse. Essa matriz de similaridade sofre uma transformação denominada "centralização dupla". Após esse procedimento, há a extração de autovetores e autovalores e finalmente pode-se determinar as coordenadas das unidades amostrais de interesse no espaço multidimensional reduzido (ROHLF, 1972).

Nesse estudo a ACoP foi realizada com o auxílio do pacote NTSYS-Pc (ROHLF, 1989). Ao contrário do que foi feito para a ACP empregada aos dados abióticos, os dados não foram padronizados, pois as duas análises (ACP e ACoP) são idênticas caso esse procedimento seja executado (NEFF & MARCUS, 1980).

A Análise de Correspondência (AC), através do NTSYS-Pc (ROHLF, 1989), também foi empregada nesse estudo como uma técnica de redução dos dados. A AC é uma técnica bastante similar a ACP. Porém, apresenta a vantagem de fornecer escores das variáveis na mesma escala dos escores das unidades amostrais. Assim, é possível mostrar em um mesmo gráfico as relações entre unidades amostrais e

variáveis. Quando utilizada como uma técnica de ordenação a AC é denominada *reciprocal averaging* (NEFF & MARCUS, 1980; GAUCH, 1987).

Nesse estudo a técnica de Escalonamento Multidimensional Não-Métrico (EMNM) (KRUSKAL & WISH, 1978) foi utilizada com o objetivo de ordenar os reservatórios. Essa técnica também fornece eixos de ordenação baseados em matrizes de distâncias. Mas as distâncias verdadeiras são transformadas em *ranks* ou categorias. Dessa forma, essa análise assume a relação de monotonicidade ao contrário da linearidade que é assumida por outras técnicas, como a ACP (GAUCH, 1987; DIGBY & KEMPTON, 1987). A técnica de EMNM busca reduzir o *STRESS* (*STandardized RESidual Sum of Squares*). Isto significa encontrar uma configuração das unidades amostrais num espaço de k dimensões de tal maneira que as diferenças entre essa configuração e uma matriz de distâncias originais seja minimizada, tendo em vista o pressuposto da existência de uma relação monotônica entre as distâncias verdadeiras e as distâncias categorizadas (ROHLF, 1972).

Comunidade fitoplanctônica

A nível específico, os dados que representam a comunidade fitoplanctônica são qualitativos (presença e ausência).

Uma matriz binária foi construída designando o valor 1 para cada espécie presente em um reservatório e zero caso estivesse ausente. A partir dessa matriz, foram estabelecidos os padrões de similaridade entre os reservatórios usando-se o coeficiente de Jaccard. Este coeficiente é obtido por:

$$S_j = a / a + b + c, \text{ onde}$$

a, b, c são as células de uma tabela de contingência 2 x 2 (d não faz parte da fórmula porque o coeficiente de Jaccard não considera as duplas ausências).

A matriz resultante foi utilizada no teste de Mantel descrito abaixo.

3.2.3. Relações entre as assembléias zooplanctônicas e as variáveis abióticas

A Análise de Correlação Canônica (ACC; HOTELLING, 1936) foi empregada com o objetivo de relacionar a representatividade numérica das espécies zooplanctônicas com os dados abióticos dos 23 reservatórios estudados. Os procedimentos para a realização da ACC, de acordo com MANLY (1986), são descritos abaixo.

Considere a matriz:

	X_1	X_2	$X_3 \dots X_p$	Y_1	Y_2	$Y_3 \dots Y_q$
a_1						
a_2						
a_3						
.						
.						
.						
a_n						

(A notação Y e X para as variáveis não implica em estabelecer relações de dependência e independência, serve somente para denotar a presença de dois conjunto diferentes de variáveis; a_1, a_2, \dots, a_n denotam as unidades amostrais).

O objetivo da ACC é encontrar combinações lineares (denominadas variáveis canônicas, *canonical variables*) dentro de cada conjunto:

$$U = a_1X_1 + a_2X_2 + a_3X_3 + \dots + a_pX_p$$

$$V = b_1Y_1 + b_2Y_2 + b_3Y_3 + \dots + b_qY_q$$

onde U e V são as combinações lineares de cada conjunto de variáveis, X e Y respectivamente; a e b são coeficientes a serem obtidos de tal maneira que o coeficiente de correlação linear de Pearson entre U e V seja o maior possível. A grosso modo a idéia é similar ao que se faz na Análise de Componentes Principais, quando existe somente um conjunto de variáveis, exceto que na ACC a correlação é maximizada no lugar da variância.

Se existem p variáveis $X_1, X_2, X_3, \dots, X_p$ e q variáveis $Y_1, Y_2, Y_3, \dots, Y_q$ é possível então estabelecer r pares de variáveis canônicas ou combinações lineares:

$$U_1 = a_{11}X_1 + a_{12}X_2 + a_{13}X_3 + \dots + a_{1p}X_p$$

$$U_2 = a_{21}X_1 + a_{22}X_2 + a_{23}X_3 + \dots + a_{2p}X_p$$

$$U_r = a_{r1}X_1 + a_{r2}X_2 + a_{r3}X_3 + \dots + a_{rp}X_p$$

e

$$V_1 = b_{11}Y_1 + b_{12}Y_2 + b_{13}Y_3 + \dots + b_{1q}Y_q$$

$$V_2 = b_{21}Y_1 + b_{22}Y_2 + b_{23}Y_3 + \dots + b_{2q}Y_q$$

$$V_r = b_{r1}Y_1 + b_{r2}Y_2 + b_{r3}Y_3 + \dots + b_{rq}Y_q$$

onde r é igual ao menor número de variáveis, ou seja, r é igual a p se p for menor que q ou r é igual a q se q for menor que p.

É necessário lembrar que as correlações de Pearson entre U_1 e V_1 , U_2 e V_2, \dots e finalmente entre U_r e V_r devem ser as maiores possíveis, de tal maneira que

os pares sucessivos de combinações lineares não sejam correlacionados com os anteriores (de maneira similar aos eixos da ACP). Assim, cada um dos pares de variáveis canônicas $(U_1, V_1), (U_2, V_2), \dots, (U_r, V_r)$ representa uma dimensão independente nas relações entre os dois conjuntos de variáveis $(X_1, X_2, X_3, \dots, X_p)$ e $(Y_1, Y_2, Y_3, \dots, Y_q)$. O primeiro par (U_1, V_1) de variáveis canônicas apresenta a maior correlação possível quando comparado com o segundo par (U_2, V_2) e assim sucessivamente.

O protocolo para a realização da ACC envolve primeiramente o cálculo das seguintes matrizes de correlação:

	X_1	X_2	$X_3 \dots X_p$		Y_1	Y_2	$Y_3 \dots Y_q$
X_1							
X_2							
X_3							
X_p							
Y_1							
Y_2							
Y_3							
Y_q							

Desta matriz, se resolve o seguinte problema que envolve o cálculo de autovalores:

$$(\mathbf{B}^{-1}\mathbf{C}'\mathbf{A}^{-1}\mathbf{C}-\lambda\mathbf{I})\mathbf{b} = \mathbf{0}$$

onde:

\mathbf{B}^{-1} é a inversa da matriz de correlação entre as variáveis Y ;

\mathbf{C} é a matriz de correlação entre as variáveis X e Y

C' é a tranposta da matriz de correlação entre as variáveis X e Y ;

A^{-1} é a inversa da matriz de correlação entre as variáveis X ;

λ é uma matriz contendo os autovalores;

I é uma matriz identidade;

b é uma matriz contendo os autovetores;

Extraindo-se as raízes quadradas dos autovalores obtêm-se as correlações canônicas entre cada par de combinação linear de tal maneira que $\lambda_1 > \lambda_2 > \lambda_3 > \dots > \lambda_r$.

Os autovetores, $b_1, b_2, b_3, \dots, b_r$ associados a cada autovalor fornecem os coeficientes para as r variáveis canônicas (V) obtidas a partir das variáveis do conjunto Y .

Os coeficientes para a i -ésima variável canônica (U_i) gerados a partir das variáveis do conjunto X são obtidos por:

$$a_i = A^{-1}Cb_i$$

É necessário, para a obtenção dos coeficientes a e b , que as variáveis originais dentro de cada conjunto de dados, X e Y , sejam padronizadas, ou seja, tenham médias zero e desvios-padrão iguais a 1.

Em resumo, o i -ésimo par de variáveis canônicas é obtido por:

$$U_i = a'_i X$$

e

$$V_i = b'_i Y$$

onde X e Y são os vetores das variáveis padronizadas.

A significância de cada correlação canônica é avaliada pelo teste de esfericidade de Bartlett, com distribuição χ^2 (MANLY, 1986; JOHNSON & WICHERN, 1992; DINIZ-FILHO, 1994).

3.2.4. Comparações dos padrões de similaridade entre os reservatórios gerados pelos dados bióticos e pelos dados abióticos e uso do relacionamento geográfico entre os reservatórios como variável explanatória

Como já foi discutido, duas variáveis podem estar "correlacionadas" devido a correlação de ambas com uma terceira (causa comum, autocorrelação). O espaço geográfico é frequentemente essa terceira variável que causa tais correlações espúrias. Para se dar maior credibilidade a uma relação entre duas variáveis coletadas ao longo do espaço é necessário retirar o efeito desse último. SMOUSE et al. (1986) resolveram esse problema.

Primeiramente, considere três matrizes **A**, **B** e **C**, sendo que, por exemplo, a matriz **A** é a de relacionamento geográfico (distâncias), enquanto **B** e **C** são as matrizes de similaridade geradas a partir dos dados univariados ou multivariados de interesse (dados bióticos e abióticos, por exemplo). O segundo passo é calcular as matrizes **B'** e **C'** que contém os resíduos das regressões entre **B** e **A** e **C** e **A**, respectivamente. Por fim a estatística *Z* de Mantel, descrita abaixo, é calculada entre **B'** e **C'**.

A idéia principal do teste de Mantel é correlacionar duas matrizes simétricas (**A** e **B**, por exemplo), onde a primeira matriz é a de distância geográfica entre as localidades (no presente estudo reservatórios) e a segunda é uma matriz de parença entre essas localidades, definida pelos dados multidimensionais através de um coeficiente de similaridade.

O valor de Z é dado por:

$$Z = \sum_i \sum_j (a_{ij} \cdot b_{ij}), \text{ para } i \neq j$$

onde a_{ij} e b_{ij} são os elementos das matrizes **A** e **B** a serem comparados.

Os coeficientes Z obtidos foram padronizados para variarem entre - 1,0 e + 1,0, de maneira similar ao coeficiente de correlação linear de Pearson (SMOUSE *et al.*, 1986; DINIZ-FILHO, 1991; ODEN & SOKAL, 1992). A probabilidade associada a essa estatística é computada através de permutações aleatórias. O procedimento como um todo é denominado teste de Mantel parcial, cuja denotação é $r_{BC.A}$ (LEGENDRE & TROUSSELLIER, 1988).

A metodologia descrita acima foi usada para realizar as seguintes comparações, já na forma de denotação:

- i) $r_{zoo.abio}$
- ii) $r_{fito.abio}$
- iii) $r_{zoo.abio}$ (espaço)
- iv) $r_{fito.abio}$ (espaço)
- v) $r_{zoo.espaço}$ (abio)
- vi) $r_{fito.espaço}$ (abio)

3.2.5. Programas utilizados para a realização das análises

Todas as análises citadas acima foram realizadas utilizando um computador pessoal da linha AT-486. Os programas utilizados para cada análise são apresentados na Tabela IV.

Tabela IV - Programas utilizados para a realização deste estudo.

Programa	Autoria	Análise
SYGRAPH/SYSTAT	WILKINSON (1988)	ANOVA MANOVA ACC, ACP, <i>K-means</i>
NTSYS-pc	ROHLF (1989)	ACP, ACoP AC, EMNM teste de Mantel Análise de Agrupamentos
SAAP	WARTENBERG (1989)	Autocorrelação Espacial
GEOEAS	EPA (1988)	Análise Variográfica

4. Resultados

4.1. Variação espacial de grupos zooplanctônicos no reservatório do Broa

A Figura 8 apresenta os mapas isopléticos dos valores do número de indivíduos de rotíferos, cladóceros, náuplios e adultos de copépodos interpolados pelo algoritmo DWLS (*Distance Weighted Least Squares*). Depreende-se dessa figura que a abundância de náuplios e adultos de copépodos aumenta em direção à barragem, enquanto que os cladóceros sofrem um decréscimo. Aparentemente, os rotíferos não apresentam uma superfície de variação padronizada ao longo do espaço geográfico.

Os resultados da Análise Canônica de Superfície de Tendência (ACST) são apresentados na Tabela V. Apenas a primeira superfície canônica ($R=0,933$) foi significativa a nível de 5 % ($\chi^2 = 44,32$, teste de esfericidade de Bartlett). Este resultado indica que 87,05 % (valor de R^2) da covariância entre a abundância dos grupos zooplanctônicos e o sistema de coordenadas geográficas referenciais é explicada pela Superfície Canônica I (SC I). As correlações de Pearson entre a SC I e os eixos longitudinais e latitudinais foram, respectivamente, iguais a 0,93 e 0,37. Deste modo, pode-se assumir que somente o efeito longitudinal (ao longo do maior eixo do reservatório) apresenta importância na descrição da variabilidade espacial dos grupos zooplanctônicos (Figura 9).

As correlações de Pearson entre a abundância de cada grupo e a SC I (coeficientes de estrutura) informam quais foram os grupos com maior participação na formação dos escores da SC I. Os resultados dessas correlações são bastantes congruentes com as informações retiradas dos mapas isopléticos descritos acima. Somente os rotíferos apresentaram baixas correlações com a SC I ($r = -0,149$). O grupo dos náuplios de copépodos apresentou o maior coeficiente de estrutura e foi, juntamente com os adultos de copépodos, negativamente correlacionado com a SC I

($r = -0,993$ e $r = -0,65$, respectivamente). O único coeficiente de estrutura positivo foi obtido para os cladóceros ($r = 0,757$). A avaliação da significância dessas correlações não pode ser feita da maneira usual, uma vez que há interdependência entre os grupos zooplancctônicos e os escores que formam as SCs (todos os grupos participaram, em maior ou menor, da formação das SCs). Deste modo, apenas o valores absolutos dos coeficientes de estrutura são considerados.

Os escores das estações de coleta ao longo das superfícies canônicas I e II são mostrados na Figura 10. É possível observar dois grupos de estações ao longo da SC I (e1 a e13, e14 a e25). Comparando-se a Figura 10 com a Figura 1 do trabalho de TUNDISI et al. (1975) verifica-se que a divisão se dá no meio do reservatório do Broa.

Tabela V - Resultados da Análise Canônica de Superfície de Tendência. Para cada superfície (SC I e SC II) o R indica o valor da correlação canônica e o χ^2 indica a significância de cada superfície pelo teste de esferecidade de Bartlett.

superfície	R	R ² (%)	χ^2	P
SC I	0,933	87,05	44,325	0,000
SC II	0,334	11,15	2,425	0,489

A Figura 11 apresenta os correlogramas resultantes da análise de autocorrelação espacial. Somente o correlograma para rotíferos não foi significativo pelo critério de Bonferroni ($P > 0,05/4$). Para cladóceros, náuplios e adultos de copépodos os valores de I (coeficiente de autocorrelação espacial de Moran) foram positivos e significativos nas primeiras classes de distância, e com o aumento das distâncias entre as estações de coleta as autocorrelações foram negativas. Com maior detalhe, essa situação indica que as estações mais próximas entre si apresentam valores mais semelhantes, e com o aumento das distâncias entre as estações os

valores das variáveis de interesse tornam-se mais desiguais. Essa combinação, autocorrelações positivas e significativas seguidas por autocorrelações negativas com o incremento das classes de distância, denota a presença de gradientes para os grupos náuplios de copépodos, cladóceros e adultos de copépodos. Para rotíferos todos os coeficientes I de Moran foram não significativos, indicando a ausência de estrutura espacial para esse filo.

A Figura 13 apresenta os variogramas isotrópicos para os grupos zooplanctônicos estudados. Para os náuplios de copépodos houve, de modo geral, um aumento do valor da semi-variância com o aumento das distâncias (d) entre as estações de coleta (Figura 13a). Considerando-se os valores de semi-variância (γ) calculados a partir de pelo menos 30 pares de estações de coleta (Figura 12a), um modelo linear com efeito "pepita" (*nugget effect*, denotado por C_0) igual a 300 se ajusta bem ao conjunto de pontos

$$\gamma(d) = 300 + 3681d$$

O variograma para adultos de copépodos (Figura 13b) apresenta um comportamento errático após a distância de aproximadamente 2,0 km. Considerando o alcance (*range*, denotado por a) igual a 1 km um modelo esférico pode ser assumido, com um patamar (variância amostral, *sill*) de 38 e um efeito pepita (*nugget*) próximo a zero. Deste modo o modelo é:

$$\gamma(d) = 38[(3d/2(1)) - (d^3/2(1^3))], \text{ quando } d \leq 1 \text{ km (valor de } a)$$

$$\gamma(d) = 38, \text{ quando } d > 1 \text{ km (valor de } a)$$

A Figura 13c apresenta o variograma isotrópico que descreve a variação numérica dos cladóceros ao longo do reservatório do Broa. Um modelo gaussiano foi ajustado ao conjunto de pontos. A variância amostral pode ser considerada

aproximadamente igual a 12.500 com um alcance de 4 km e um efeito pepita de 2000. Na forma de equação o modelo é o que segue:

$$\gamma(d) = 2000 + 10.500 [1 - \exp(-d^2/4^2)]$$

O variograma isotrópico para rotíferos (Figura 13d) apresenta um comportamento bastante irregular e um efeito pepita alto. Um modelo linear pode ser ajustado para o variograma de rotíferos, considerando-se apenas as cinco primeiras classes de distância e um forte efeito pepita. O modelo é dado abaixo:

$$\gamma(d) = 261671 + 78871d$$

4.2. Variação espacial de parâmetros limnológicos no reservatório de Barra Bonita

Os resultados da Análise de Componentes Principais (ACP) estão apresentados na Tabela VI e na Figura 14. Apenas os dois primeiros componentes principais, ambos com autovalores superiores a 1, foram suficientes para explicar 86 % da variabilidade total dos dados. Assim, pode-se assumir que a ACP foi uma boa maneira de reduzir a dimensionalidade dos dados que representam a variabilidade espacial no reservatório de Barra Bonita.

Excetuando-se as variáveis nitrato e N-total, todas as outras foram altamente correlacionadas com o primeiro componente principal (CP I, 66 % da variabilidade explicada). Somente a profundidade de desaparecimento do disco de Secchi apresentou-se negativamente correlacionada com o CP I. O segundo componente principal, CP II, que explica 20 % da variabilidade dos dados, apresentou-se positivamente correlacionado (correlações maiores que 0,5) com nitrato e N-total (Tabela VI).

Os mapas isopléticos dos escores dos CPs I e II, obtidos pelo método de interpolação DWLS (*Distance Weighted Least Squares*) são apresentados, respectivamente, nas Figuras 16 e 17.

Examinando-se o mapa do CP I e com o auxílio dos coeficientes de estrutura (correlações de Pearson entre as variáveis originais e os escores dos componentes principais) pode-se verificar que há um decréscimo das concentrações de todas as variáveis no sentido rios (Tietê e Piracicaba) - barragem e um aumento da profundidade de desaparecimento do disco de Secchi.

O mapa do CP II mostra uma diferenciação entre os trechos do reservatório de Barra Bonita, sendo que a região formada pelo corpo principal é mais similar a região que é formada pelo rio Tietê. Ambas, diferenciam-se da região formada pelo rio Piracicaba. As maiores concentrações de nitrato e N-total e silicatos no corpo principal do reservatório e no trecho do rio Tietê determinam a similaridade entre essas regiões ao longo CP II.

Tabela VI - Correlações de Pearson (r) entre as variáveis originais e os escores dos componentes principais I e II.

variáveis	r	
	CP I	CP II
material inor.	0,918	-0,217
material org.	0,828	-0,270
nitrito	0,947	0,106
nitrato	0,133	0,997
silicatos	0,782	0,525
orto-P	0,971	0,052
P-dissolvido	0,962	0,032
P-total	0,951	0,041
amônia	0,779	-0,341
N-total	0,369	0,848
pigmentos totais	0,752	-0,043
Secchi	-0,871	0,422

Os resultados das análises de autocorrelação espacial estão apresentados na Figura 18. Todos os correlogramas foram significativos segundo a correção de Bonferroni ($P < 0,05/5$). As variáveis íon amônio, P-dissolvido, ortofosfato, P-total, Secchi, nitrito, pigmentos totais e material em suspensão inorgânico/orgânico apresentaram-se espacialmente estruturadas ao longo do espaço geográfico em forma de gradientes. Os gradientes podem ser inferidos através de um correlograma quando o valor de I (coeficiente de autocorrelação espacial de Moran) são positivos e significativos nas menores classes de distância, ou seja, as estações de coleta mais próximas são as mais similares, enquanto que com o aumento das distâncias entre as estações os valores de I decrescem, tornam-se negativos e significativos nas maiores classes de distância (estações de coleta mais distantes entre si apresentam valores da variável de interesse mais desiguais). Em suma, para a observação do padrão clinal é esperado que os I s diminuam monotonicamente com o incremento das distâncias entre as localidades.

Estruturas espaciais em forma de manchas (*patches*) foram observadas para as variáveis N-total, nitrato e silicatos. Essas estruturas são inferidas quando o correlograma apresenta-se na forma de um " L ", ou seja, autocorrelações significativas e positivas somente nas primeiras classes de distância.

Os variogramas isotrópicos para as diferentes variáveis estão apresentados nas Figuras 19, 20 e 21. A Figura 12b mostra o número de pares de estações de coleta para cada classe de distância (*lag*) utilizado para o cálculo da semi-variância. Pode-se notar que após a classe 8 o número de pares de estações de coleta é inferior a 30. Deste modo, os modelos descritos abaixo são baseados somente nas oito primeiras classes de distância que apresentam, de fato, alguma estrutura espacial.

Modelos lineares foram ajustados aos variogramas das seguintes variáveis: íon amônia, P-orto, P-dissolvido, material orgânico/inorgânico em suspensão e profundidade do disco de Secchi (Figuras 19c, 20a, 20b, 21a, 21b e 21c, respectivamente). Os variogramas para essas variáveis apresentaram como característica comum um baixo valor do efeito pepita. As equações são dadas abaixo:

i) íon amônia - $\gamma(d) = 356 + 26819d$

ii) P-orto - $\gamma(d) = 13,5 + 23,85d$

iii) P-dissolvido - $\gamma(d) = 31,7 + 81,3d$

iv) material orgânico - $\gamma(d) = 0,8 + 1,05d$

v) material inorgânico - $\gamma(d) = 6,5 + 29,8d$

vi) Secchi - $\gamma(d) = 0,33d$ (intercepto = zero, ou sem efeito pepita)

O variograma para nitrito (Figura 19a) mostra que os valores da semi-variância aumentam em concordância com o incremento das distâncias entre as estações de coleta. O efeito pepita pode ser considerado zero e o alcance (valor de distância no qual a variável ainda apresenta autocorrelação espacial) é aproximadamente igual a 13,5 km (considerando-se somente as classes de distâncias pelo critério acima citado). A variância amostral nesta classe de distância é aproximadamente igual a 650. Um modelo gaussiano (sem o efeito pepita) foi ajustado aos pontos, utilizando-se a seguinte equação:

$$\gamma(d) = 600 [1 - \exp(-d^2/2,2^2)]$$

O modelo gaussiano também foi ajustado ao variograma de P-total (Figura 20c). O alcance considerado foi igual a 16 km, o efeito pepita igual a 60 e a variância amostral igual a 550. A equação é a que segue:

$$\gamma(d) = 60 + 490 [1 - \exp(-d^2/3^2)]$$

Os variogramas para as variáveis nitrato, silicatos e N-total (Figuras 19b, 21d, 19d, respectivamente) apresentaram um aumento da semi-variância bastante acentuado e atingindo o máximo na quinta e quarta classe de distância, respectivamente. Após essa classe, os valores decrescem abruptamente. Além disso, interessante, o efeito pepita para os variogramas citados acima foi próximo a zero. Um modelo linear, com efeito pepita igual a zero, pode ser ajustado aos variogramas das variáveis nitrato, silicatos e N-total, considerando-se somente as quatro primeiras classes de distância. As formulações são dadas abaixo:

i) nitrato: $\gamma(d) = 501900d$ (somente quando d menor que 11 km)

ii) silicatos: $\gamma(d) = 1,05d$ (somente quando d menor que 11 km)

iii) N-total: $\gamma(d) = 893249d$ (somente quando d menor que 11 km)

Finalmente, um modelo esférico foi ajustado ao variograma da variável pigmentos totais (Figura 20 d). O alcance (a) foi considerado igual a 8 km, o patamar ou variância amostral igual a 110 e o efeito pepita igual zero. O modelo é dado abaixo:

$$\gamma(d) = 110[(3d/2(1,5)) - (d^3/2(1,5^3))], \text{ quando } d \leq 8 \text{ km (valor de } a)$$

$$\gamma(d) = 110 \text{ quando, } d > 8 \text{ km (valor de } a)$$

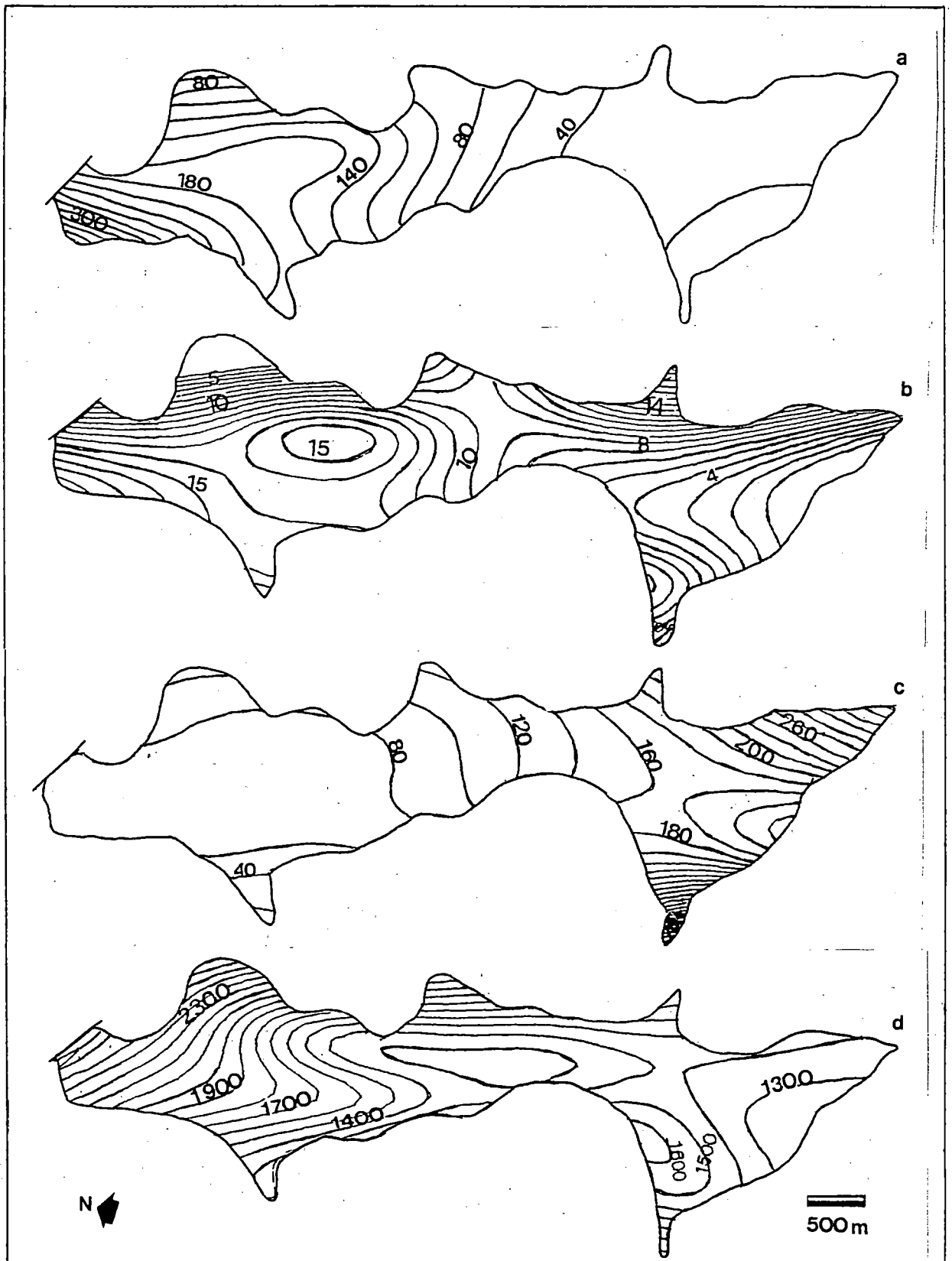


Figura 8 - Mapas do número de indivíduos de náuplios de copépodos (a), adultos de copépodos (b), cladóceros (c) e rotíferos (d), obtidos através do algoritmo *DWLS*.

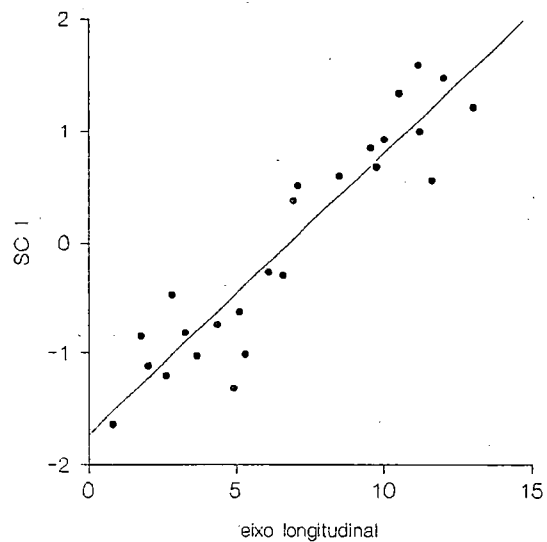


Figura 9 - Relação entre a Superfície Canônica I (SC I) e o eixo longitudinal do reservatório do Broa (r de Pearson igual a 0,93).

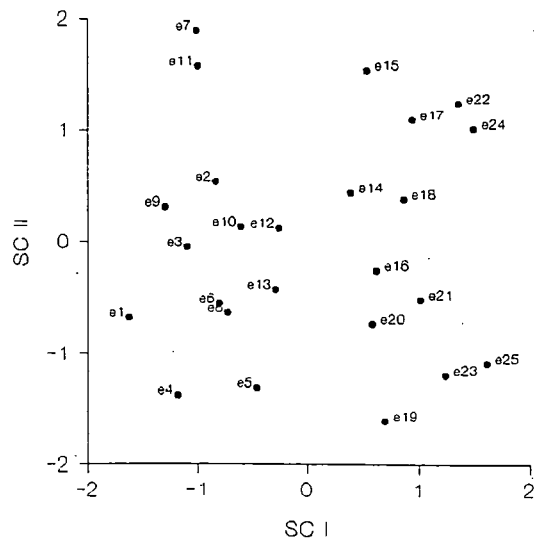


Figura 10 - Escores das estações de coleta ao longo da superfícies canônicas I e II.

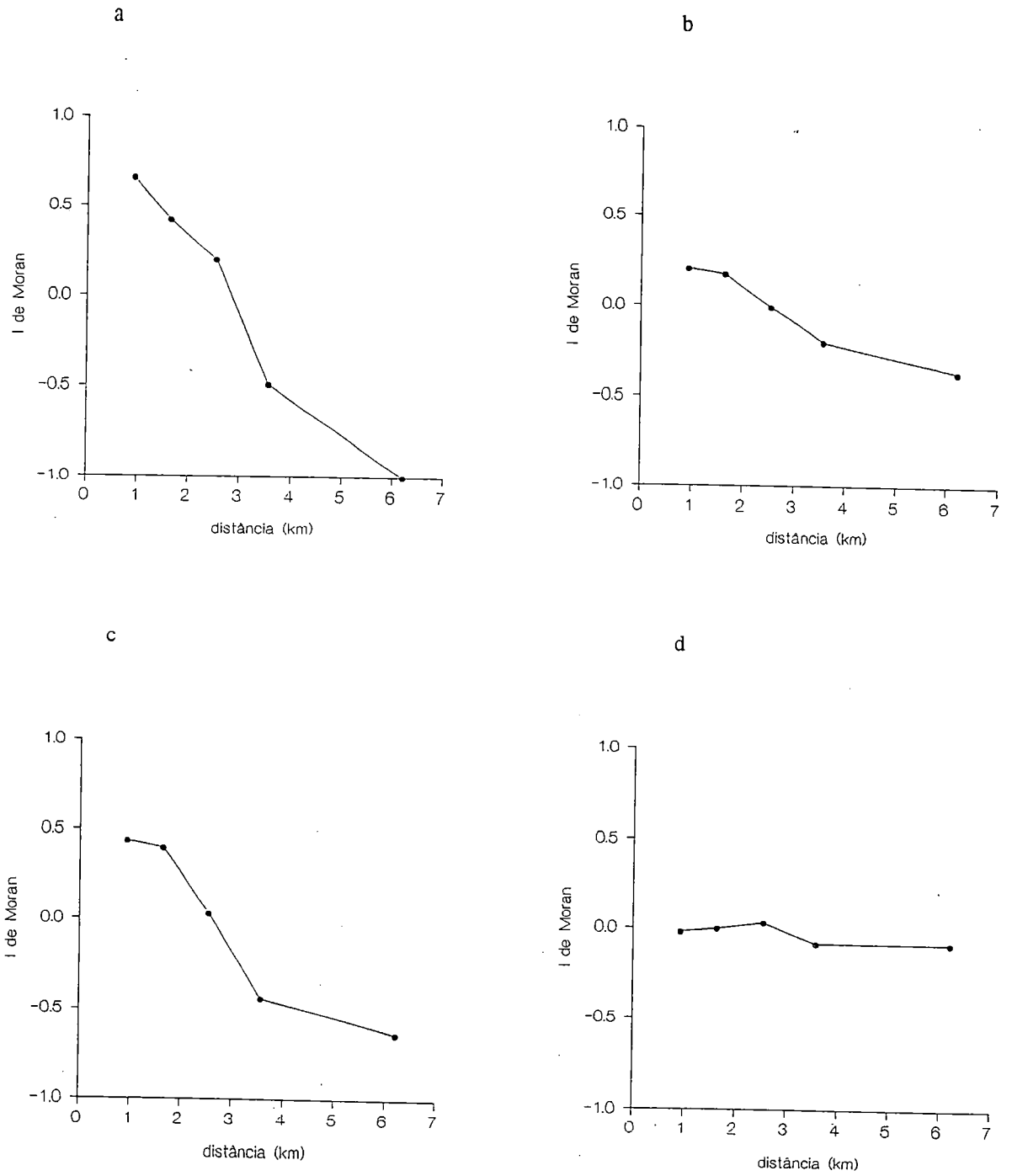


Figura 11 - Correlogramas espaciais para náuplios (a) e adultos (b) de copépodos, cladóceros (c) e rotíferos (d).

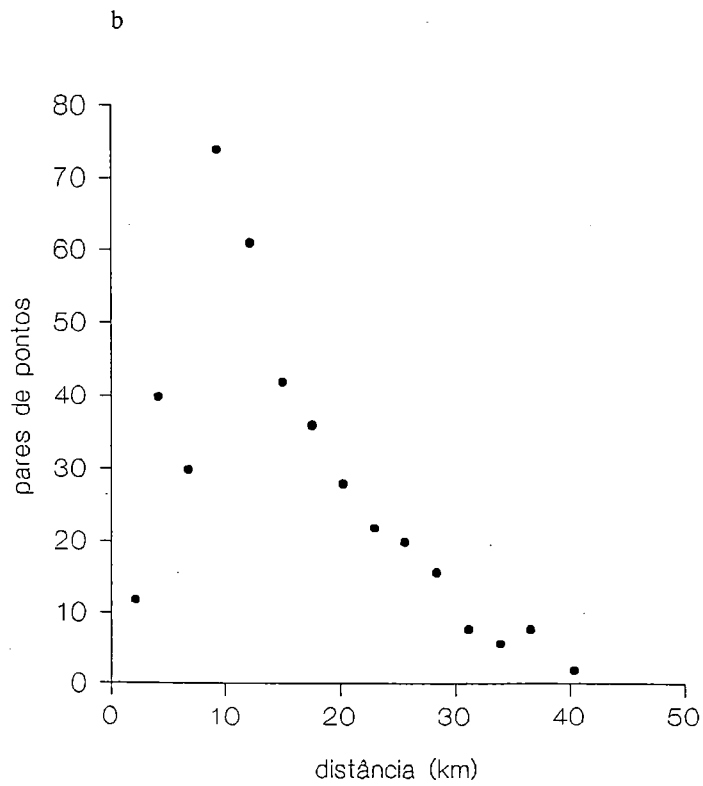
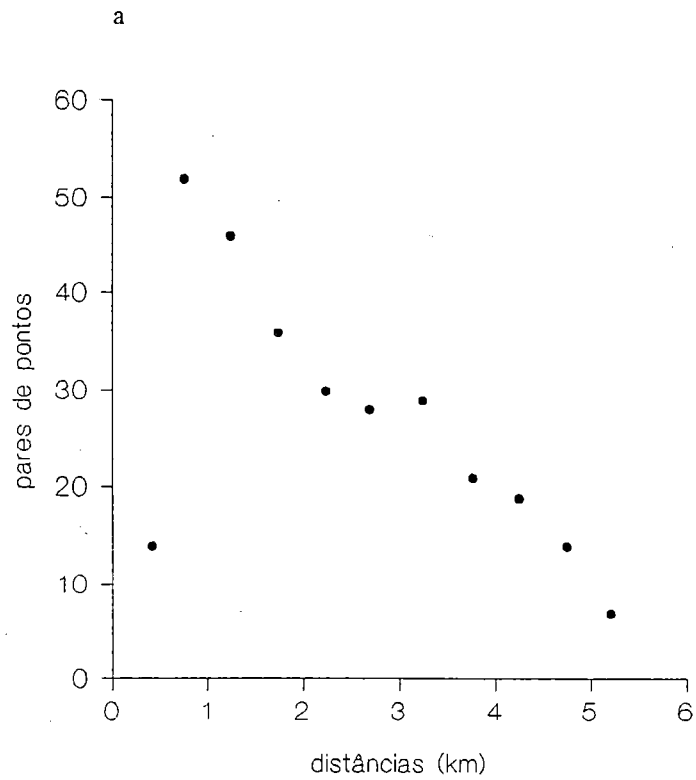


Figura 12 - Pares de estações de coleta para cada classe de distância utilizados para a análise variográfica nos reservatórios do Broa (a) e Barra Bonita (b).

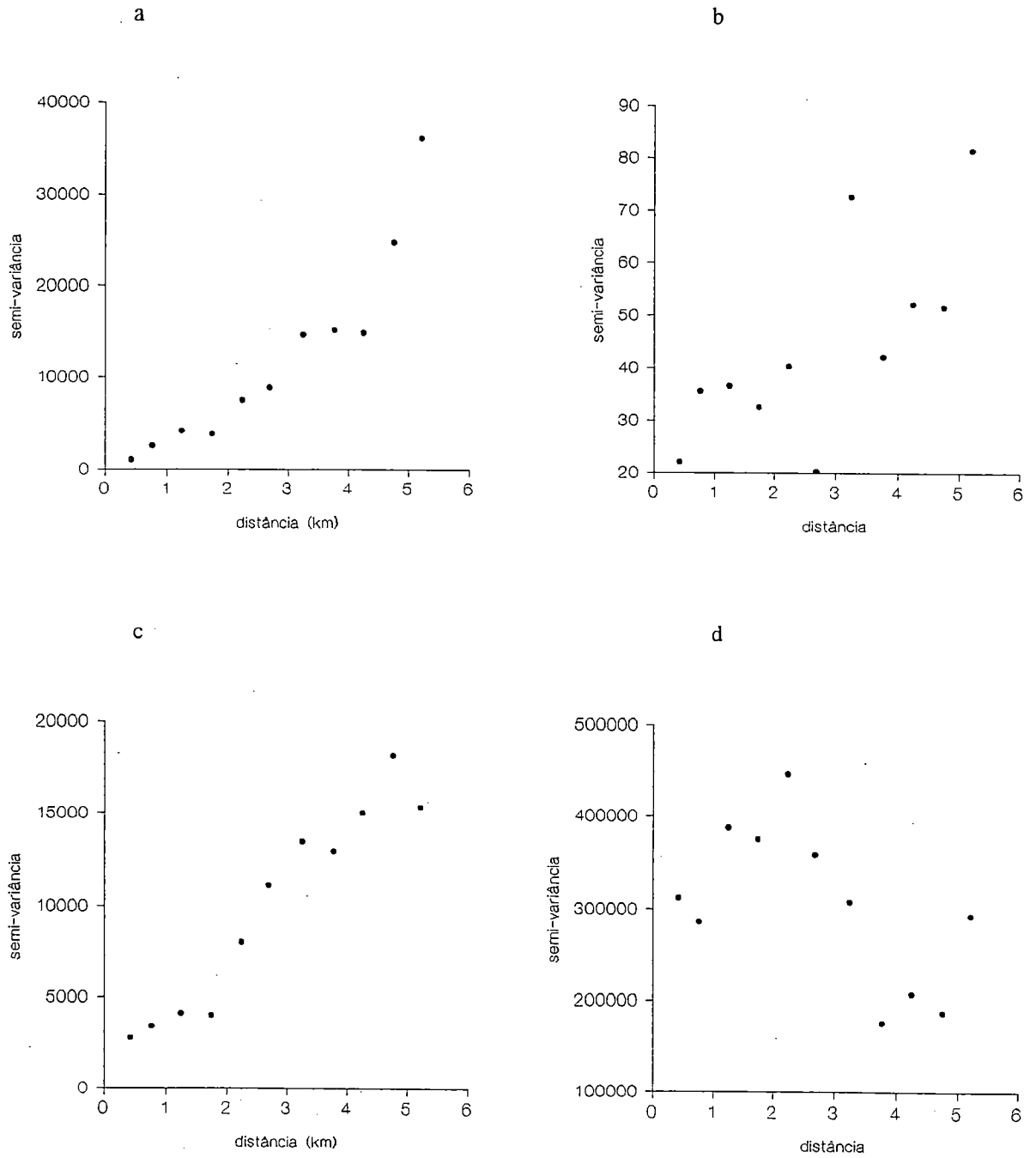


Figura 13 - Variogramas para náuplios (a) e adultos (b) de copépodos, cladóceros (c) e rotíferos (d).

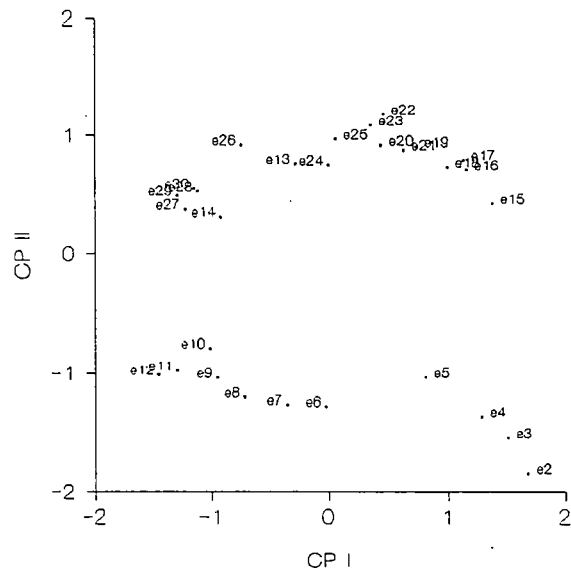


Figura 14 - Escores das estações de coleta ao longo dos componentes principais I e II (CP I e CP II).

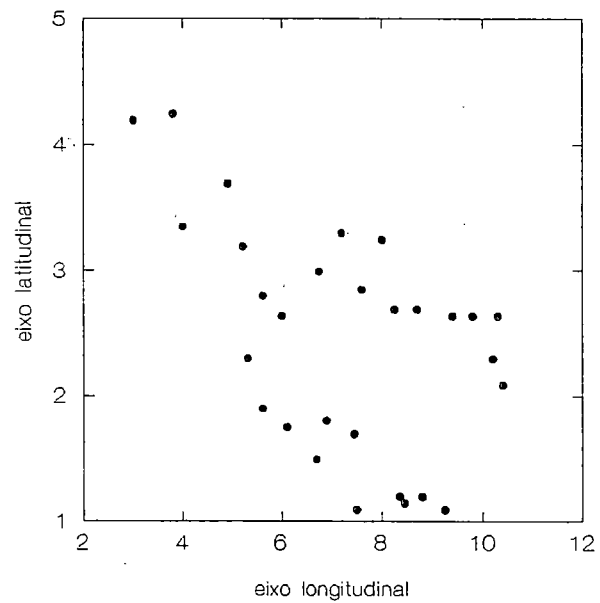


Figura 15 - Posições relativas das estações de coleta no reservatório de Barra Bonita (SP) e o sistema de coordenadas geográficas referenciais criado para a realização desse estudo.

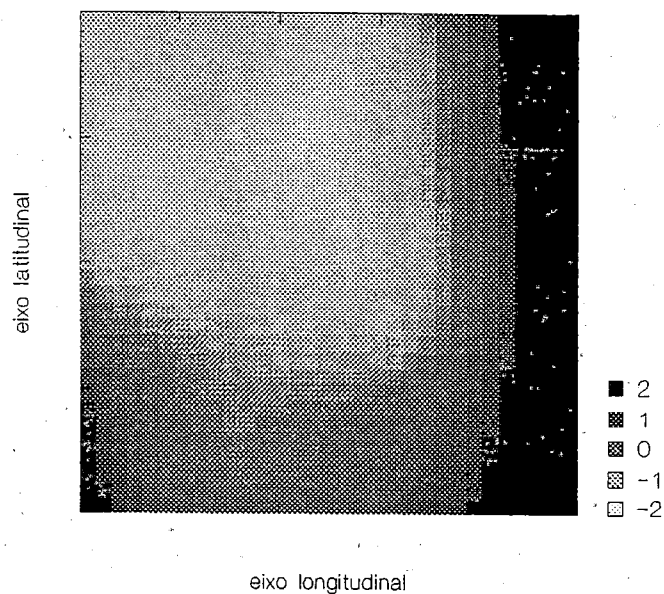


Figura 16 - Interpolação dos escores do primeiro componente principal (CP I) através do método *DWLS* (*Distance Weighed Least-Squares*; SYSTAT/SYGRAPH).

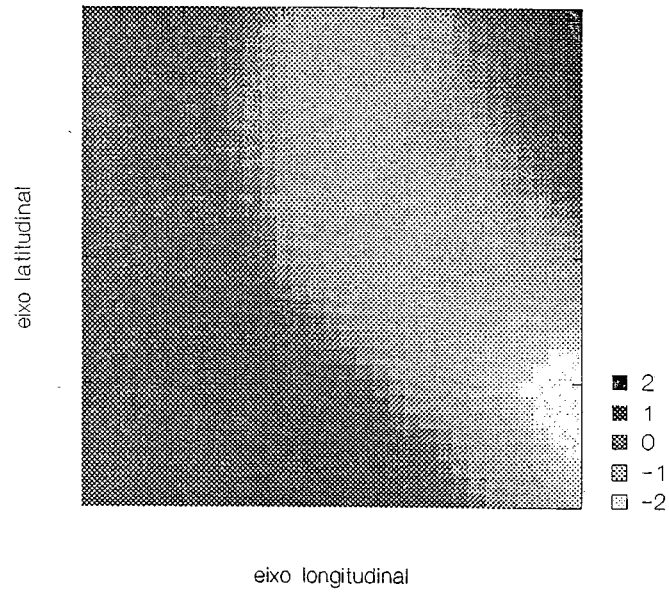


Figura 17 - Interpolação dos escores do segundo componente principal (CP II) através do método *DWLS* (*Distance Weighed Least-Squares*; SYSTAT/SYGRAPH).

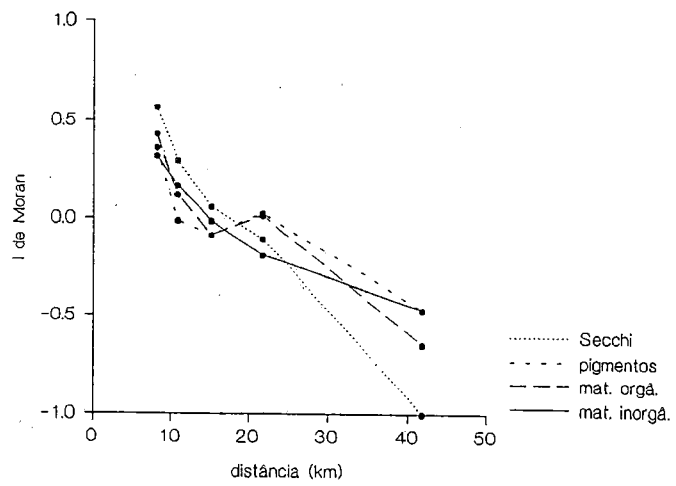
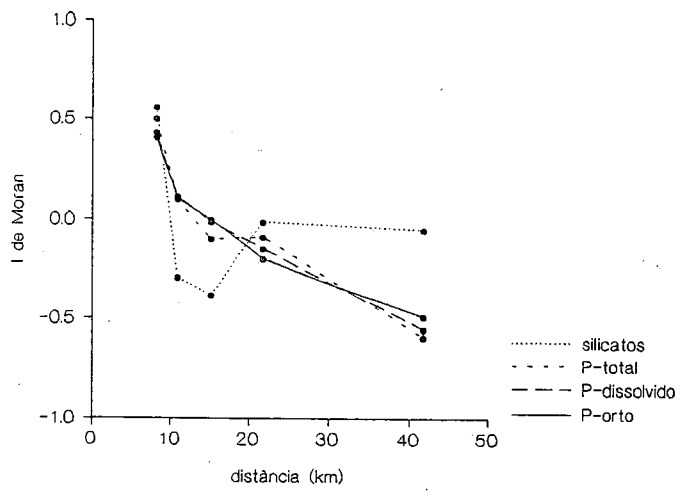
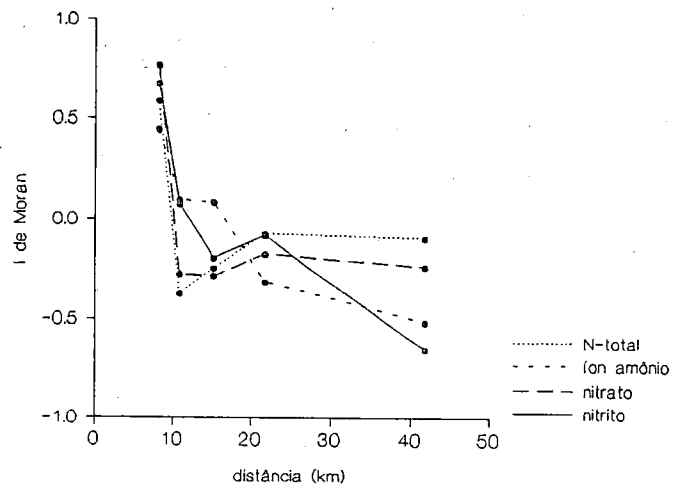


Figura 18 - Correlogramas espaciais das 12 variáveis limnológicas estudadas no reservatório de Barra Bonita.

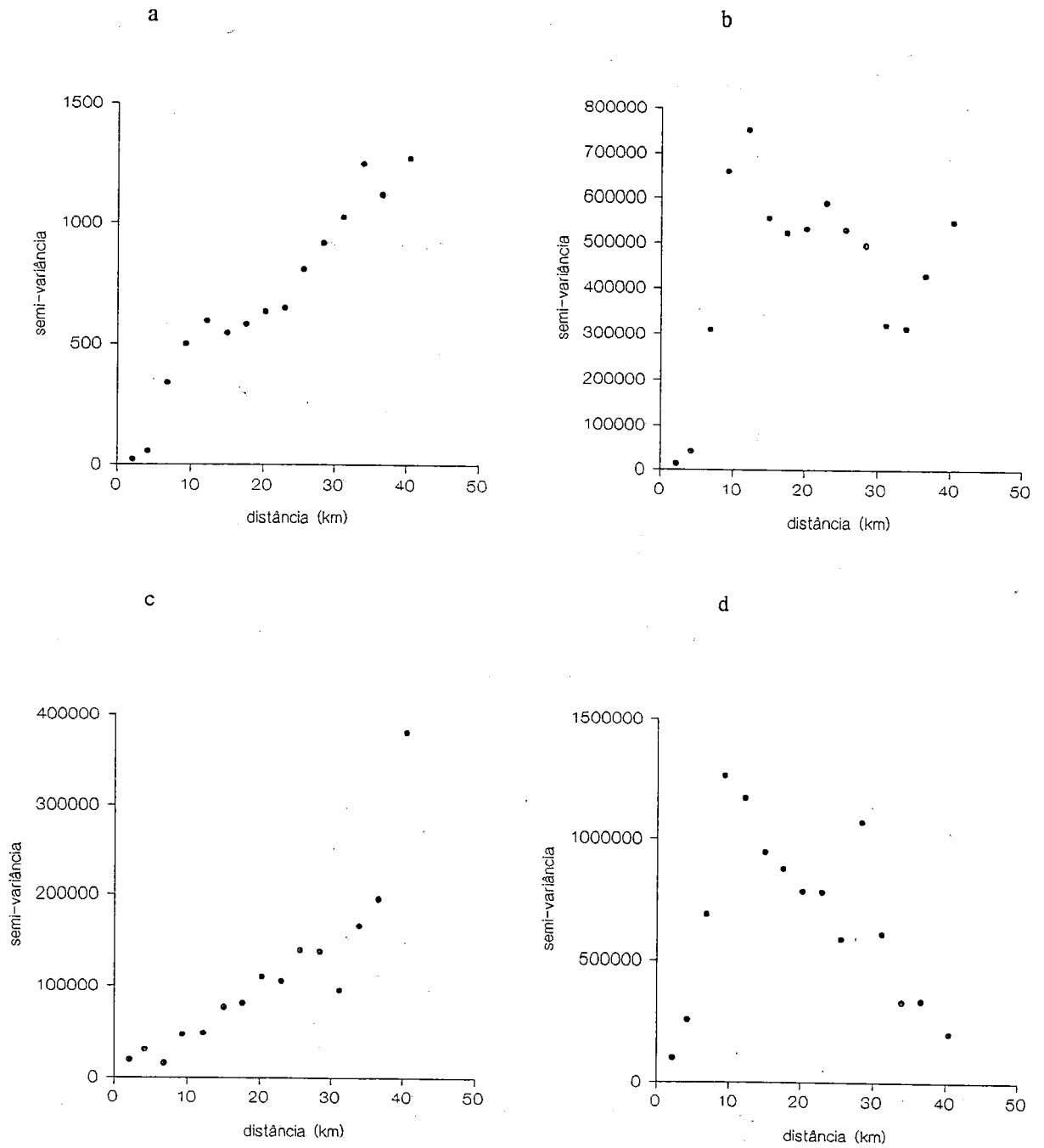


Figura 19 - Variogramas isotrópicos para as variáveis nitrito (a), nitrato (b), íon amônio (c) e N-total (d).

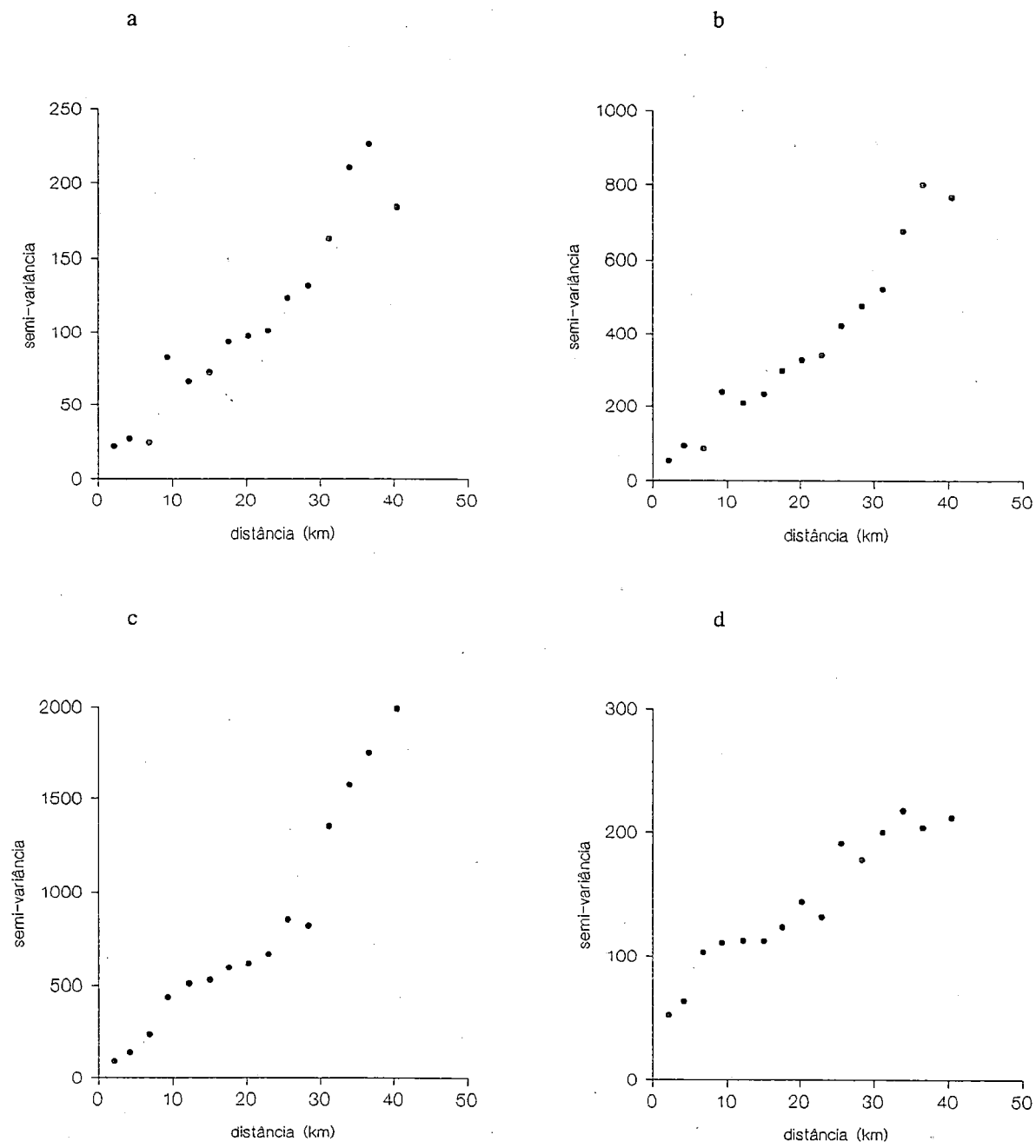


Figura 20 - Variograma isotrópicos para as variáveis P-orto (a), P-dissolvido (b), P-total (c) e pigmentos totais (d).

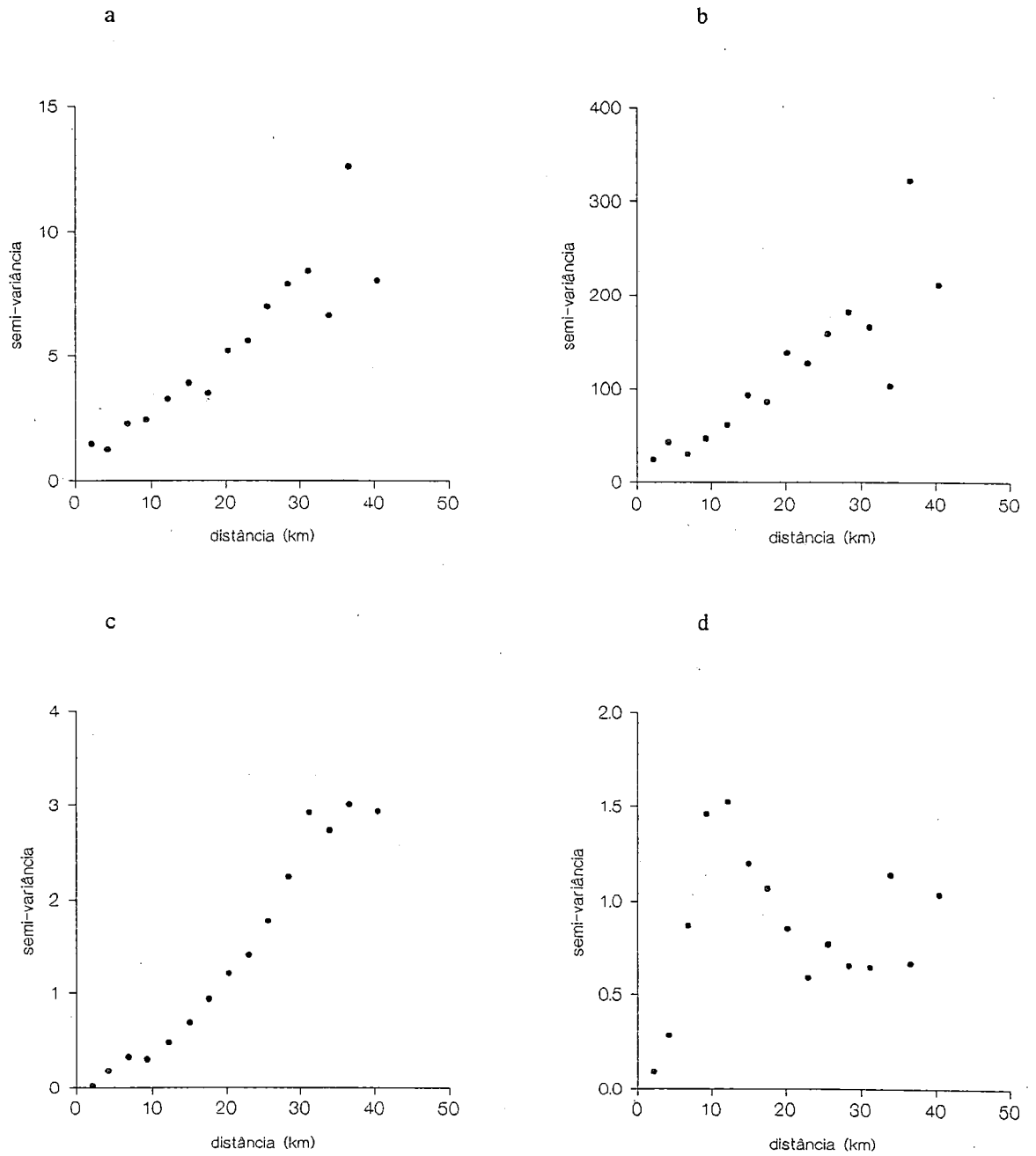


Figura 21 - Variogramas isotrópicos para as variáveis material em suspensão orgânico (a) inorgânico (b), Secchi (c) e silicatos (d).

4.3. Análises multidimensionais e geoestatísticas aplicadas aos dados do Projeto "Tipologia"

4.3.1. Bacias hidrográficas e épocas de coleta como fontes de variação

O delineamento amostral do projeto "Tipologia" permite estabelecer como primeiro critério de classificação (fonte de variação) dos reservatórios as bacias hidrográficas onde se inserem. O segundo critério é a época de coleta. A interação entre esses dois fatores (bacia*época) também pode ser reconhecida como uma fonte de variação que deve ser analisada. Assim, uma MANOVA (*Multivariate Analysis of Variance*) bifatorial foi utilizada para testar a significância desses fatores.

Os resultados da MANOVA bifatorial (Tabela VII) indicam que existem diferenças significativas entre as cinco bacias hidrográficas ($F = 21,347$; $P < 0,000$) e entre as épocas de coleta ($F = 16,082$, $P < 0,000$). Além disso a interação entre esses fatores, bacias hidrográficas e coletas, também é significativa a nível de $P < 0,000$). O valor de F (derivado da estatística λ de Wilks) obtido para bacia hidrográfica mostra também que esta é a principal fonte de variação.

Tabela VII - Resultados da MANOVA para avaliar a significância das fontes de variação.

Fonte de variação	F	P
bacia hidrográfica	21,347	0,000
época de coleta	16,082	0,000
bacia*época	2,253	0,000

Uma vez reconhecendo que os fatores de classificação acima citados são significativos, considerando todas as variáveis em uma abordagem multidimensional,

é necessário verificar quais as variáveis que mais contribuíram para a diferenciação dos centróides ("média multidimensional"). Assim, uma ANOVA bifatorial foi aplicada para cada uma das variáveis (Tabela VIII). As mesmas fontes de variação foram avaliadas. Um cuidado adicional tomado foi a correção dos valores de α para testar o valor de F em cada ANOVA, visto que há uma grande correlação entre as variáveis limnológicas em questão. O critério de Bonferroni foi utilizado para corrigir os valores de α . Esse critério consiste em dividir o valor máximo de probabilidade para rejeição da hipótese nula pelo número de variáveis estudadas. Assim, para as Análises de Variância bifatoriais apresentadas na Tabela VIII o valor da estatística F é significativo se P for menor que 0,05/13 (0,0038). De forma ampla, com essa correção os resultados das ANOVAs tornam-se menos liberais, ou seja, a porcentagem de rejeição da hipótese nula é menor (HARRIS, 1975).

Excetuando-se a variável íon amônio, todas as outras variáveis são significativas a nível de $P < 0,05/13$ para o fator bacia hidrográfica. Acentua-se ainda que, embora quase todas as variáveis tenham contribuído para a diferenciação dos centróides na Análise de Variância Multidimensional (MANOVA), as mais importantes, maiores valores de F, foram Na, condutividade elétrica, K, Ca e Mg.

Para a fonte de variação época de coleta o número de variáveis significativas foi menor, ou seja, a condutividade elétrica, Mg e silicatos, por exemplo, não apresentaram diferenças significativas entre as quatro épocas de coleta estudadas. Notar que para a primeira fonte de variação analisada (bacia hidrográfica) essas três variáveis foram altamente significativas e apresentaram os maiores valores de F. As variáveis íon amônio e P-dissolvido também foram não significativas para a fonte de variação época de coleta.

Apenas quatro variáveis foram significativas para a análise das interações entre os dois fatores principais (bacia*época): profundidade da zona eufótica, Na, P-orto e P-dissolvido. Deste modo, para essas variáveis, a relação entre os resultados

encontrados para o fator bacia hidrográfica depende da época da coleta. Isso indica, por exemplo, que nem sempre uma determinada bacia hidrográfica vai apresentar o maior valor médio das variáveis profundidade da zona eufótica, Na, P-orto e P-dissolvido.

Tabela VIII - Resultados das Análises de Variância bifatoriais. As fontes de variação bacia hidrográfica, época de coleta e a interação entre essas fontes, são codificadas da seguinte maneira: (B), (C) e (BC), respectivamente. Valores de F em negrito são não significativos de acordo com o critério de Bonferroni ($P = 0,05/13$).

variável	F (B)	F (C)	F (BC)
Secchi	23,91	5,44	2,24
Condutividade	118,92	1,58	0,96
Zona eufótica	28,78	5,93	2,58
Ca	79,32	26,51	1,86
Mg	66,36	3,25	0,38
Na	150,24	7,68	2,63
K	98,64	33,37	0,71
Nitrito	6,30	10,00	2,51
Nitrato	4,19	8,12	2,07
P-orto	8,11	11,53	6,57
P-dissolvido	9,73	2,57	2,58
íon amônio	1,98	0,40	0,50
Silicatos	7,78	1,02	1,22

4.3.2. Ordenação dos reservatórios

Em cada uma das quatro épocas de coleta realizou-se uma Análise de Componentes Principais (ACP) com o objetivo de ordenar os reservatórios de acordo com o conjunto das treze variáveis estudadas. Como relações lineares entre a maioria das variáveis foram observadas, a ACP é eficaz na redução da dimensionalidade da matriz de dados originais.

A Figura 22a mostra que somente os 4 primeiros componentes principais, em fevereiro, apresentaram autovalores (λ) maiores que 1. No entanto, os autovalores obtidos para os componentes principais 3 e 4 foram bastante similares (1,7 e 1,4, respectivamente). Assim, apenas os dois primeiros componentes principais, com autovalores iguais a 5,4 e 2,7, apresentaram informações importantes que devem ser interpretadas. Além disso, esses componentes são suficientes para explicar 61,5 % da variabilidade total encontrada entre os reservatórios.

A Tabela IX fornece os coeficientes de estrutura (correlações de Pearson entre as variáveis originais padronizadas e os escores dos componentes principais) para a ACP aplicada aos dados de fevereiro. Pode-se observar que as variáveis condutividade elétrica e os cátions de cálcio, magnésio, sódio e potássio foram as que apresentaram as maiores correlações (todas negativas) com o CP I. O CP I reflete, então, um eixo de mineralização das águas dos reservatórios.

A Figura 23 apresenta os escores dos reservatórios ao longo dos CPs I e II. É possível verificar que os reservatórios inseridos na bacia do rio Tietê (Barra Bonita, Bariri, Ibitinga, Promissão e Salto de Avanhandava) são os que apresentam águas com maior grau de mineralização, ou seja, apresentam as maiores concentrações das variáveis condutividade elétrica, cálcio, magnésio, sódio e potássio, como indicam os altos e negativos coeficientes de estrutura da Tabela IX. Ao contrário, os reservatórios localizados na Bacia do rio Grande são os que apresentam águas menos mineralizadas e mais transparentes. Já os reservatórios inseridos nas bacias dos rios Paranapanema, Paraná e Pardo apresentam um grau intermediário de mineralização de suas águas quando comparados com os reservatórios das bacias dos rios Tietê e Grande.

O segundo componente principal (20 % da variação total encontrada) apresenta contribuições importantes das variáveis P-dissolvido e nitrito (correlações maiores que $|0,6|$). Como as correlações são negativas, pode-se verificar que essas

variáveis determinam as diferenças, ao longo do CP II, entre os reservatórios das bacias dos rios Paraná e Pardo e de alguns reservatórios das bacias do Tietê (Salto de Avanhandava, Promissão e Ibitinga) e Paranapema (Jurumirim, Xavantes, Capivara e Piraju), estes últimos com menores teores de P-dissolvido e nitrito.

Tabela IX - Correlações de Pearson entre as variáveis e os escores dos componentes principais I e II em fevereiro.

variáveis	CP I	CP II
Secchi	0,501	0,577
condutividade	-0,889	0,408
zona eufótica	0,572	0,303
Ca	-0,781	0,595
Mg	-0,770	0,522
Na	-0,774	0,422
K	-0,871	-0,023
nitrito	-0,422	-0,626
nitrato	-0,571	-0,296
P-orto	-0,569	-0,513
P-dissolvido	-0,389	-0,701
íon amônio	-0,483	-0,278
silicatos	-0,302	0,197
% de explicação	40,32	21,16

A ACP realizada para os dados de maio resultou em quatro componentes com autovalores superiores a 1 (Figura 22b). Os dois primeiros componentes, que explicam, respectivamente, 46,5 e 16,1 da variação total encontrada, foram retidos para interpretação.

As variáveis mais importantes para a ordenação dos reservatórios ao longo do CP I foram, novamente, a condutividade elétrica, Ca, Mg, Na, K e silicatos (Tabela X). Essas variáveis apresentaram correlações negativas com o CP I. Com menor

importância, o CP I também está correlacionado com as variáveis P-dissolvido (negativamente) e profundidade da zona eufótica (positivamente).

Os escores dos reservatórios ao longo do CP I (Figura 24) mostram a discriminação entre os reservatórios do rio Tietê (com maiores valores de condutividade elétrica e maiores teores de Ca, Mg, Na, K, silicatos e P-dissolvido) e os reservatórios do rio Grande (com águas mais transparentes e menos mineralizadas). Os reservatórios dos rios Paranapanema, Paraná e Pardo encontram-se numa situação intermediária (excetuando-se Graminha, rio Pardo, que está agrupado junto dos reservatórios do rio Grande). O componente principal II diferencia, com maior clareza, o reservatório Rio Novo (rio Paranapanema) do reservatório Água Vermelha (rio Grande), podendo este fato ser atribuído a maior concentração de nitrato e a maior profundidade de desaparecimento do disco de Secchi no reservatório de Água Vermelha quando comparado com Rio Novo.

A ACP realizada para o mês de agosto resultou em quatro componentes com autovalores superiores a 1,0 (Figura 22c). Os dois primeiros componentes principais explicam 63,69 % da variabilidade total encontrada entre os reservatórios e foram os únicos retidos para interpretação.

As variáveis que mais contribuíram para a formação do CP I foram, em ordem de importância: condutividade elétrica, Na, K e Mg, P-dissolvido e nitrito, todas negativamente correlacionadas. Já as variáveis profundidade da zona eufótica e Secchi apresentam correlações positivas com o CP I (Tabela XI).

Basicamente, os mesmos padrões de ordenação observados para os meses de fevereiro e maio se repetem para o mês de agosto, ou seja, os reservatórios do rio Tietê apresentam maiores valores de condutividade elétrica e teores mais elevados de Na, K e Mg, P-dissolvido e nitrito. Por outro lado, os reservatórios do rio Grande apresentam águas mais transparentes e menos mineralizadas. Os reservatórios dos

rios Paranapanema, Paraná e Pardo situam-se, ao longo do CP I, numa situação intermediária entre os reservatórios dos rios Tietê e Grande (Figura 25).

Nota-se que, ao longo do CP II, os reservatórios do rio Pardo discriminam-se claramente do restante. Isso se deve, principalmente, aos elevados teores de íon amônio que foram obtidos nos reservatórios Euclides da Cunha, Limoeiro e Graminha (Figura 25).

Tabela X - Correlações de Pearson entre as variáveis e os escores dos componentes principais I e II em maio.

variáveis	CP I	CP II
Secchi	0,436	0,686
condutividade	-0,946	0,255
zona eufótica	0,668	0,600
Ca	-0,895	0,285
Mg	-0,865	0,142
Na	-0,874	0,223
K	-0,890	0,215
nitrito	-0,087	-0,026
nitrato	-0,064	0,693
P-orto	-0,285	0,346
P-dissolvido	-0,653	-0,540
íon amônio	-0,537	-0,326
silicatos	-0,772	0,103
% de explicação	46,5	16,1

A Figura 22d apresenta os autovalores da ACP realizada para o mês de dezembro. Somente os três primeiros componentes principais apresentaram autovalores maiores que 1,0 e juntos explicam 83,45 % da variabilidade total encontrada entre os reservatórios.

Para o mês de dezembro as variáveis profundidade da zona eufótica e Secchi apresentaram-se, de maneira importante, positivamente correlacionadas com o CP I. Correlações negativas foram obtidas para as variáveis P-dissolvido, condutividade elétrica, K, Ca, Mg e Na (Tabela XI).

A discriminação entre as bacias hidrográficas, usando os escores do CP I (Figura 26) não é tão fácil como nos meses anteriores. Nota-se, por exemplo, que alguns reservatórios do rio Tietê (Ibitinga, Promissão e Salto de Avanhandava) são similares a reservatórios dos rios Pardo (Limoeiro e Graminha) e Paranapanema (Salto Grande e Rio Pari). Para esses reservatórios os valores de P-dissolvido, condutividade elétrica, K, Ca, Mg e Na são menores em relação aos encontrados em Barra Bonita e Bariri e maiores em relação aos reservatórios dos rios Paraná e Grande. O contrário pode ser dito para as variáveis relacionadas a transparência da água. No entanto, os extremos ainda continuam sendo os reservatórios do rio Tietê (nesse caso principalmente Barra Bonita e Bariri) e os do rio Grande (Estreito e Jaguará).

O CP II apresenta-se correlacionado positivamente com as variáveis Ca, Mg, Na e condutividade. Já as variáveis P-orto e nitrito apresentam-se negativamente correlacionadas o CP II. Ao longo desse componente pode-se evidenciar dois grupos em posições opostas. Primeiramente, os reservatórios do rio Tietê com maiores concentrações de Ca, Mg e Na e o outro grupo formado pelos reservatórios do rio Pardo. Estes com maiores teores de P-orto e nitrito.

Tabela XI - Correlações de Pearson entre as variáveis e os escores dos componentes principais I e II em agosto e dezembro.

variáveis	CP I	CP II
Secchi	0,633	0,597
condutividade	-0,937	0,314
zona eufótica	0,770	0,347
Ca	-0,844	0,513
Mg	-0,798	0,573
Na	-0,881	-0,067
K	-0,875	-0,159
nitrito	-0,618	-0,145
nitrato	-0,512	-0,478
P-orto	-0,522	-0,222
P-dissolvido	-0,633	-0,165
íon amônio	0,088	-0,539
silicatos	-0,321	0,515
<hr/>		
% de explicação	47,67	16,02
<hr/>		
Variáveis	CP I	CP II
Secchi	0,728	0,537
condutividade	-0,791	0,590
zona eufótica	0,823	0,388
Ca	-0,723	0,642
Mg	-0,686	0,625
Na	-0,674	0,612
K	-0,769	0,342
nitrito	-0,489	-0,679
nitrato	-0,317	-0,457
P-orto	-0,317	-0,848
P-dissolvido	-0,847	-0,331
íon amônio	-0,535	-0,539
silicatos	-0,442	-0,021
<hr/>		
% de explicação	42,25	29,82
<hr/>		

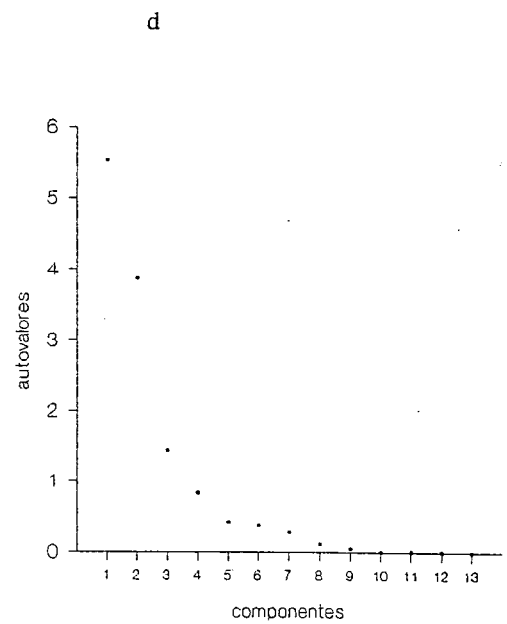
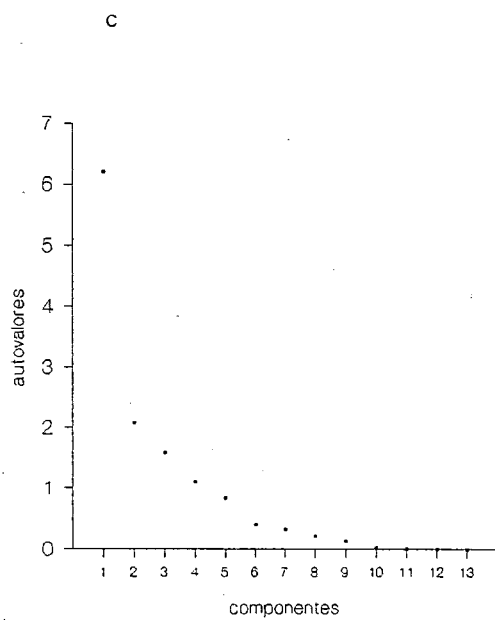
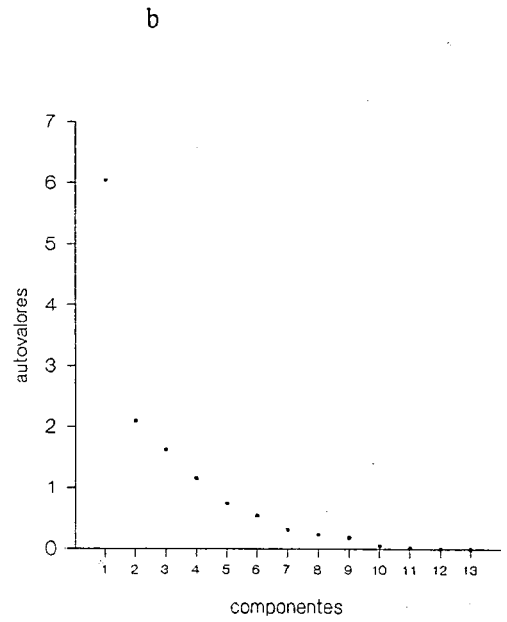
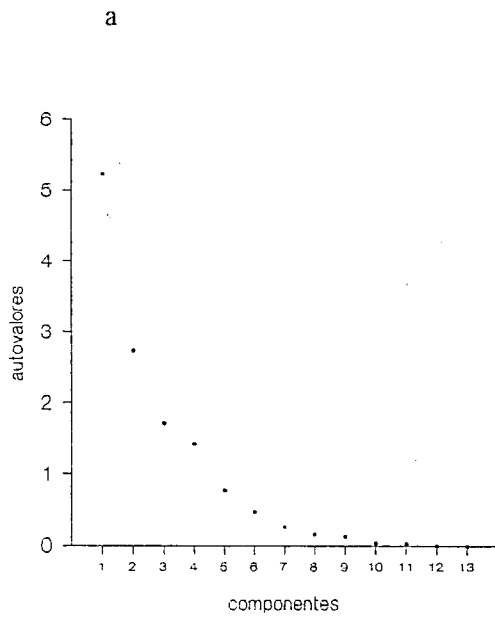


Figura 22 - Autovalores dos componentes principais para os meses de fevereiro (a), maio (b), agosto (c) e dezembro (d)

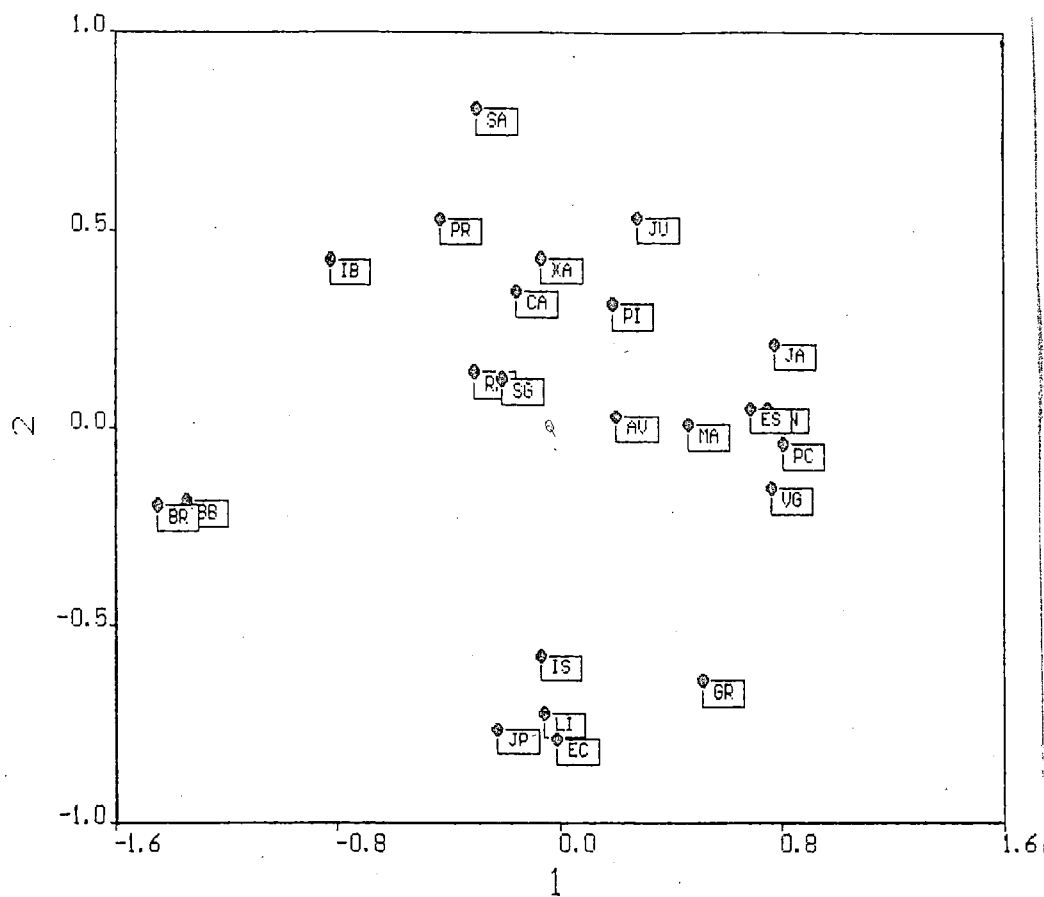


Figura 23 - Escores dos reservatórios ao longo dos componentes principais 1 e 2 (fevereiro).

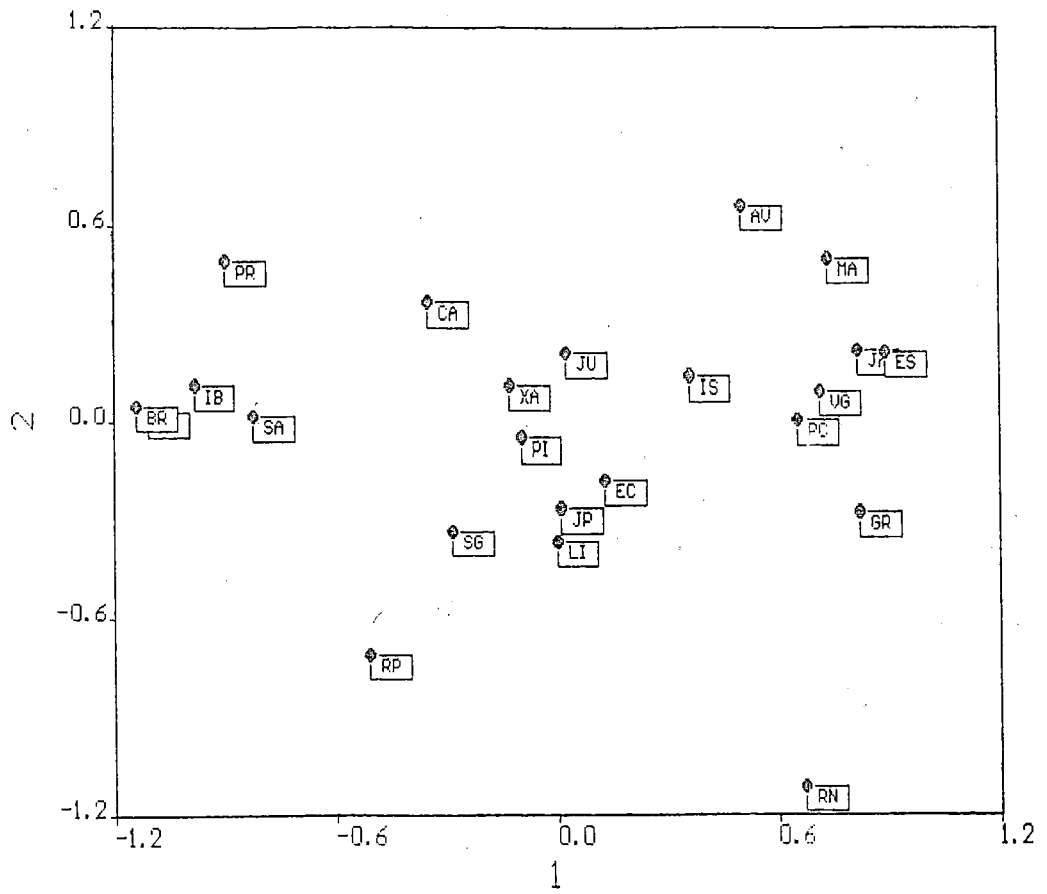


Figura 24 - Escores dos reservatórios ao longo dos componentes principais 1 e 2 (maio).

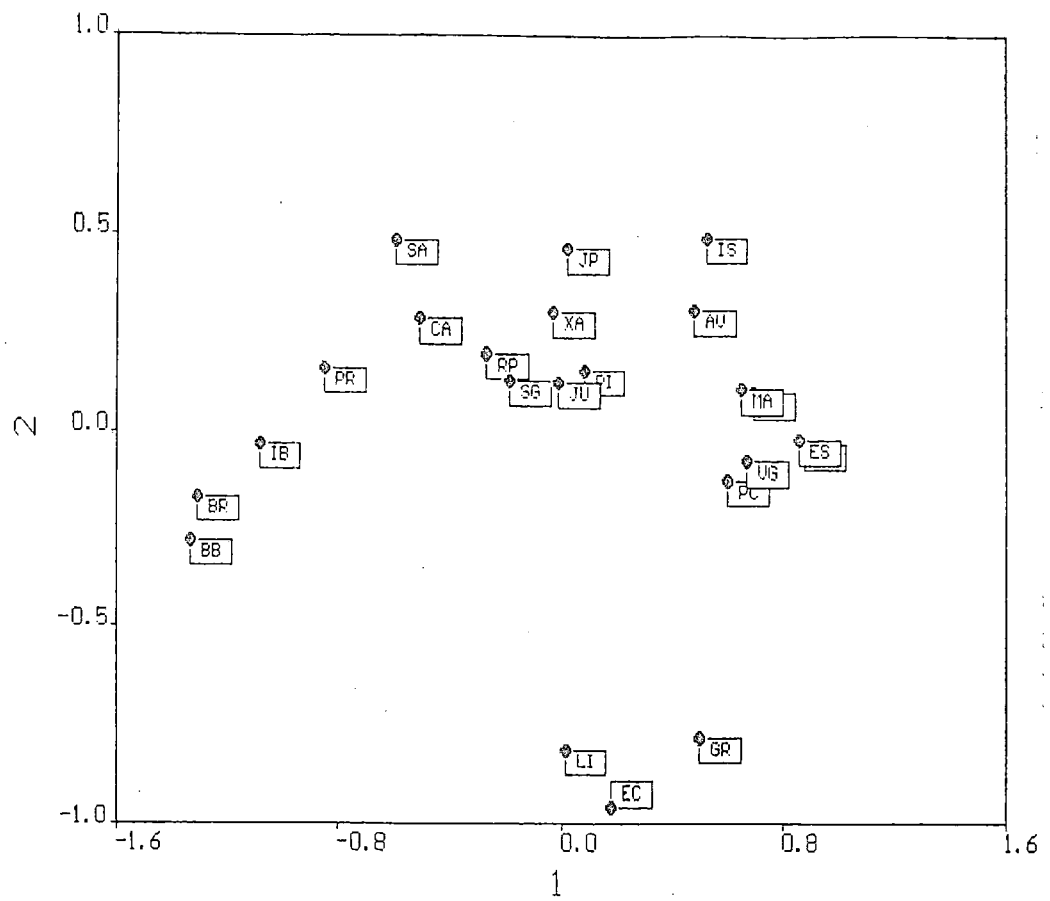


Figura 25 - Escores dos reservatórios ao longo dos componentes principais 1 e 2 (agosto).

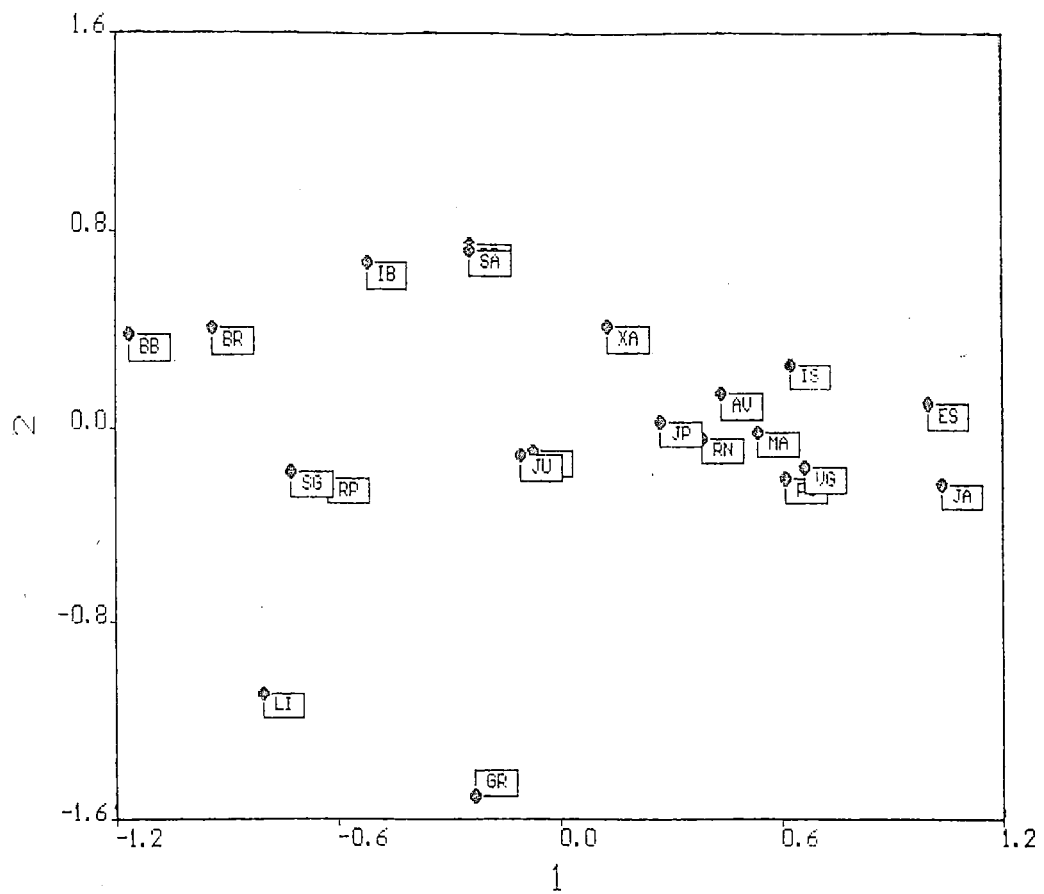


Figura 26 - Escores dos reservatórios ao longo dos componentes principais 1 e 2 (dezembro).

4.3.3. Análise de Autocorrelação Espacial

Os componentes espaciais das 13 variáveis, nos 4 meses de coleta, foram quantificados através da Análise de Autocorrelação Espacial. Os resultados, na forma de correlogramas, são apresentados nas Figuras 27 e 28.

As variáveis condutividade elétrica da água, Ca, Mg, Na e K foram as únicas que apresentaram correlogramas significativos ($P < 0,05/7$; critério de Bonferroni) nos diferentes meses de coleta. Além disso, a variação mensal, dentro de uma mesma classe de distância, pode ser considerada pequena. Portanto, as estruturas espaciais observadas para essas variáveis são constantes ao longo do período estudado.

Os correlogramas para as variáveis condutividade elétrica da água, Ca, K e Na (Figuras 27a, 27b, 27C e 27d, respectivamente) apresentam um perfil de variação similar e são descritos em conjunto. Na primeira classe de distância (limite superior igual a 100 Km) os coeficientes I de Moran são positivos e significativos. Assim, os reservatórios que encontram-se distanciados uns dos outros num raio de até 100 Km são muito similares quanto as variáveis condutividade elétrica, Ca, Na e K. Com o aumento das distâncias (classes de distância com limites superiores iguais a 160 Km e 190 km) entre os reservatórios os coeficientes de autocorrelação espacial diminuem e tornam-se não significativos (ausência de autocorrelação espacial). Na quarta classe de distância (limite superior igual 230 Km) os valores de I são negativos e altamente significativos (presença de autocorrelação espacial negativa), ou seja, as maiores diferenças, em relação as variáveis condutividade elétrica, Ca, Na e K, são encontradas quando a distância entre reservatórios é de aproximadamente 250 - 300 Km. Para distâncias maiores que 300 Km, os coeficientes tendem a um valor positivo ou se aproximam de zero.

Os correlogramas para as variáveis condutividade elétrica, Ca, e K, descritos acima, sugerem que as estruturas espaciais para essas variáveis encontram-se na forma de mosaicos ou manchas regionais (*regional patches*) com um raio de influência aproximadamente igual a 100 Km.

O correlograma para a variável Mg está apresentado na Figura 28a. Depreende-se dessa figura que os valores de I são positivos e significativos na primeira classe de distância e com o aumento das distância entre os reservatórios os valores de I decrescem e tornam-se negativos e significativos. Essa combinação, autocorrelação positiva nas primeiras classes de distância com autocorrelações negativas nas últimas classes, denota claramente a presença de um gradiente para a variável Mg.

Considerando agora as variáveis Secchi, profundidade da zona eufótica, nitrato, nitrito, íon amônio, P-dissolvido, P-orto e silicatos pode-se afirmar que os resultados foram divergentes ao longo dos meses de coleta (Figura 28b). Para o mês de fevereiro, por exemplo, somente silicatos e nitrito apresentaram correlogramas significativos pelo critério de Bonferroni. Enquanto que em dezembro os únicos correlogramas não significativos foram determinados para as variáveis íon amônio e silicatos (acentua-se que para os quatro meses em consideração a variável íon amônio apresentou correlogramas não significativos). Além disso, para alguns meses, como dezembro, não existiam dados para algumas dessas variáveis o que implicou num número de pares de reservatórios em cada classe de distância inferior a 30, diminuindo então a confiabilidade do teste de significância do coeficiente I de Moran. Os correlogramas significativos, para esse conjunto de variáveis, denotam a presença de gradientes ou mosaicos, porém na maioria dos casos uma interpretação mais detalhada é dificultada pela grande variabilidade mensal.

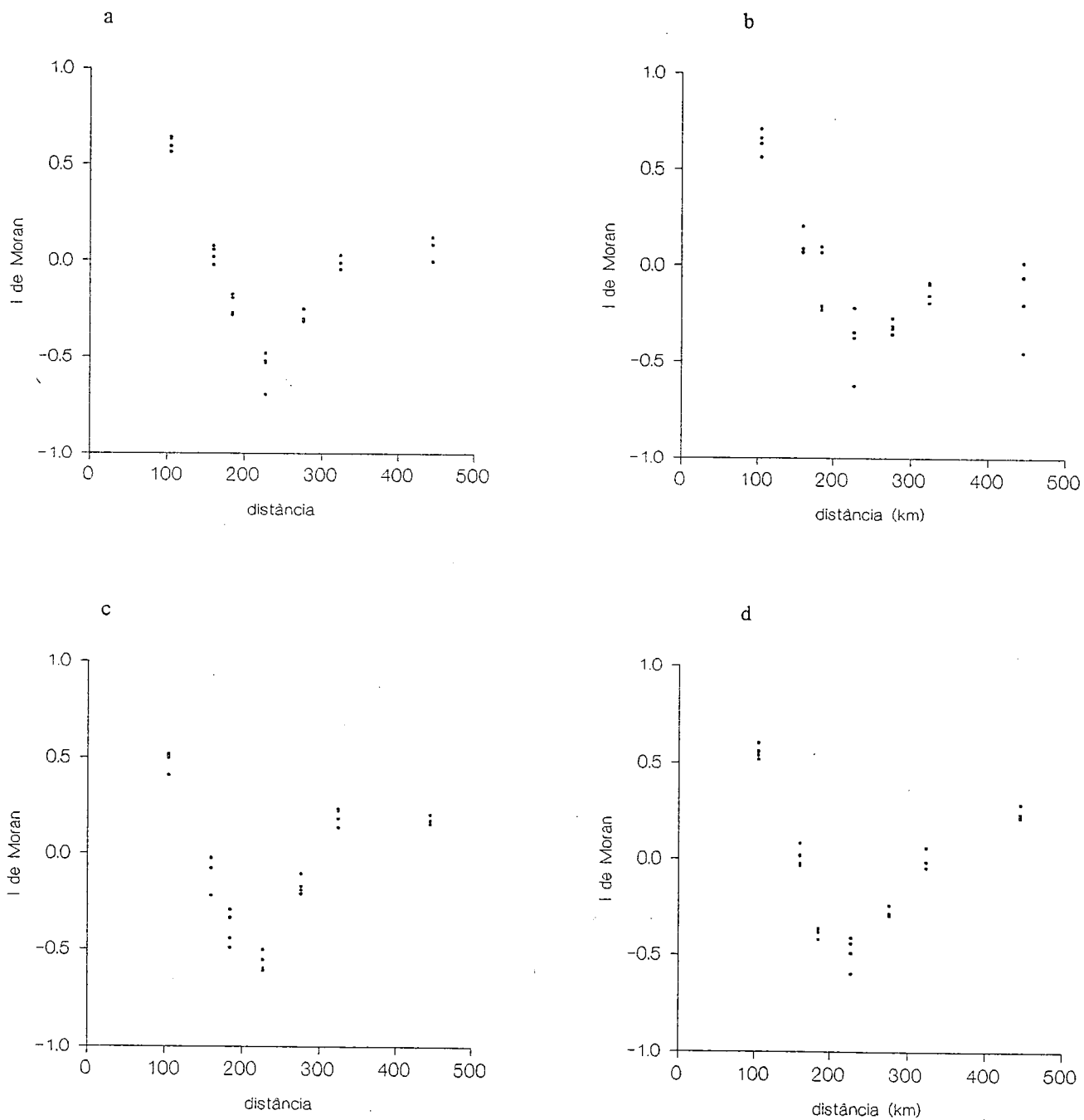


Figura 27 - Correlogramas espaciais para as variáveis condutividade elétrica (a), Ca (b), K (c) e Na (d) para os meses de fevereiro, maio, agosto e dezembro.

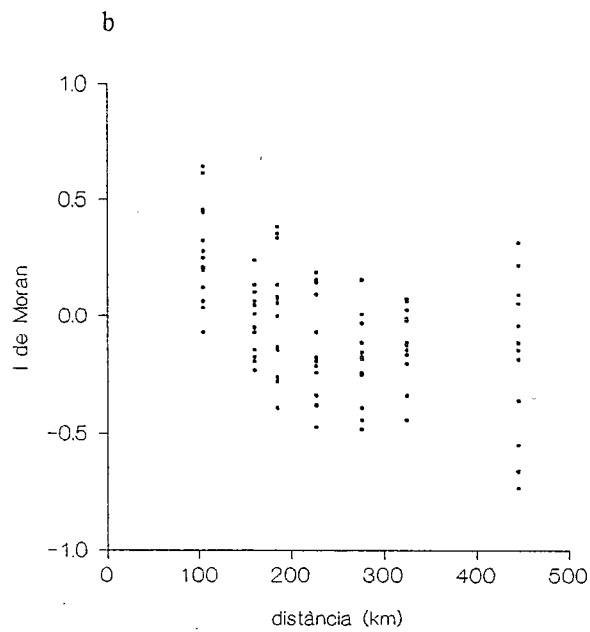
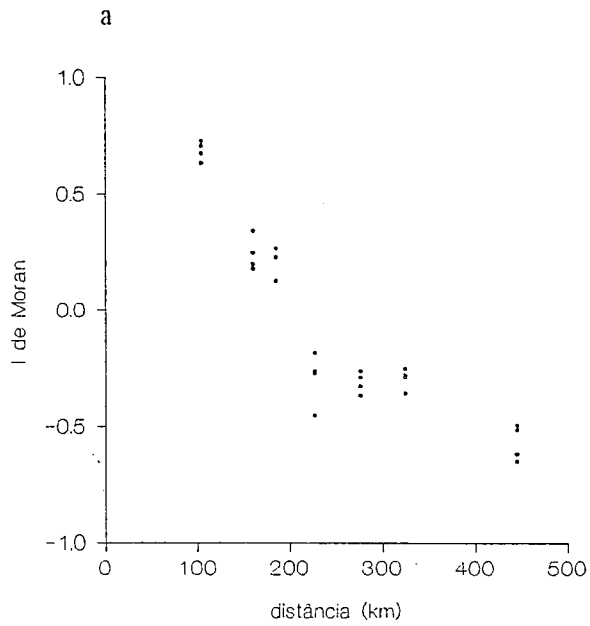


Figura 28 - Correlogramas espaciais da variável Mg (a) para os 4 meses estudados. (b) Correlogramas espaciais para as variáveis Secchi, profundidade da zona eufótica, nitrato, nitrito, íon amônio, P-dissolvido, P-orto e silicatos.

4.3.4. Indicadores da performance geral dos métodos multidimensionais de classificação e ordenação aplicados ao estudo das assembleias zooplanctônicas.

Classificação hierárquica

A escolha do tipo de transformação dos dados e dos coeficientes de parença para a realização da classificação hierárquica dos reservatórios, segundo cada um dos grupos zooplanctônicos, foi feita ponderando-se os seguintes aspectos:

i) coeficiente de correlação cofenética (c.c.c.) - um elevado valor ($> 0,8$) do c.c.c. indica que o dendrograma é uma boa representação da matriz de parença original e que os reservatórios podem ser classificados, satisfatoriamente, de acordo com um esquema hierárquico.

iii) padrão de classificação - escolhendo-se um nível de corte médio para a formação dos grupos de reservatórios, o melhor dendrograma é obtido quando os grupos formados apresentam números similares de elementos (no presente caso reservatórios); sendo uma situação indesejável quando a forma do dendrograma lembra uma "escada".

A Tabela XII apresenta o valor do coeficiente de correlação cofenética para cada um dos protocolos utilizados.

Ordenação

Neste estudo, os seguintes métodos de ordenação foram comparados: i) Escalonamento Multidimensional Não-Métrico (EMNM), ii) Análise de Componentes Principais (ACP; baseada na matriz de correlação de Pearson entre as abundâncias das espécies), e iii) Análise de Correspondência (AC; distância de χ^2).

Os escores de uma Análise de Coordenadas Principais (ACoP; matriz de Bray-Curtis) foram utilizados como configuração inicial para a realização do EMNM. A escolha dos métodos de ordenação baseou-se nos seguintes aspectos:

- i) porcentagem de explicação dos três primeiros eixos - quanto maior a porcentagem de explicação melhor é a redução da dimensionalidade dos dados, isso equivale a dizer que os padrões de similaridade entre os reservatórios podem ser representados, sem grande perda de informação, num espaço tridimensional. Para o EMNM usou-se o valor de *STRESS* (*STandardized RESidual Sum of Squares*) como um indicativo da validade da representação dos padrões de similaridade entre os reservatórios num espaço bidimensional.
- ii) padrão de ordenação - os protocolos analíticos considerados para interpretação foram aqueles que apresentaram a melhor dispersão dos reservatórios ao longo de um espaço bidimensional; assim os métodos que pouco discriminam os reservatórios foram descartados.

De maneira geral, pode-se afirmar desde já que as soluções fornecida pela ACP e AC foram as que menos atenderam os pontos i) e ii) assinalados acima. Assim, essas análises foram rejeitadas. Ao contrário, as melhores soluções foram fornecidas pelo EMNM. Através desse método foi possível verificar os melhores padrões de ordenação dos reservatórios. Além disso, as porcentagens de explicação das três primeiras coordenadas principais, fornecidas como configuração inicial para o EMNM, foram, na maioria dos casos, superiores àquelas obtidas com a ACP e a AC.

As Tabelas XIII, XIV e XV apresentam, respectivamente, as porcentagens de explicação acumuladas das três primeiras coordenadas principais, os valores de *STRESS* para as soluções fornecidas pelo EMNM e as porcentagens de explicação acumuladas dos três primeiros eixos fornecidos pela ACP e AC.

Tabela XII - Comparação dos coeficientes de correlação cofenética para os dendrogramas obtidos através de 3 grupos zooplancônicos, com diferentes transformações e coeficientes de parença (para todas as análises usou-se o método de ligação UPGMA).

coeficiente	transformação	cladóceros fevereiro	cladóceros maio	copépodos fevereiro	copépodos maio	rotíferos
Bray-Curtis	$\log_{10}(y_{ij}+1)$	0,840	0,908	0,771	0,800	0,812
	$\sqrt{y_{ij}}$	0,815	0,890	0,798	0,844	0,861
	$\sqrt{(y_{ij}+0,5)}$	0,719	0,830	0,808	0,828	0,917
Canberra	$\sqrt{(y_{ij}+0,5)}$	0,736	0,819	0,865	0,713	0,843
Morisita	$\log_{10}(y_{ij}+1)$	0,836		0,753	0,781	0,816
	$\sqrt{y_{ij}}$	0,802	0,759	0,704	0,726	0,826
	$\sqrt{(y_{ij}+0,5)}$	0,817	0,739	0,749	0,737	0,812
Morisita-Horn	$\log_{10}(y_{ij}+1)$	0,844	0,830	0,780	0,711	0,811
	$\sqrt{y_{ij}}$	0,804	0,760	0,709	0,750	0,831
	$\sqrt{(y_{ij}+0,5)}$	0,811	0,725	0,754	0,723	0,806

Tabela XIII - Porcentagem de explicação acumulada das três primeiras coordenadas principais para os 3 grupos zooplancônicos. À matriz básica dos dados aplicou-se diferentes métodos de transformação.

coeficiente	transformação	cladóceros fevereiro	cladóceros maio	copépodos fevereiro	copépodos maio	rotíferos
Bray-Curtis	$\log_{10}(y_{ij}+1)$	69,86	77,21	82,13	79,70	48,04
	$\sqrt{y_{ij}}$	54,77	60,77	72,90	70,03	40,04
	$\sqrt{(y_{ij}+0,5)}$	62,12	71,47	74,30	73,84	52,18



Tabela XIV - Valores de *STRESS* (*Standardized Residual Sum of Squares*), 2 dimensões, para os Escalonamentos Multidimensionais Não-Métricos (EMNM) aplicados aos 3 grupos zooplanctônicos. A configuração inicial para a realização do EMNM foi fornecida por uma Análise de Coordenadas Principais (ACoP).

coeficiente	transformação	cladóceros	cladóceros	copépodos	copépodos	rotíferos
		fevereiro	maio	fevereiro	maio	
Bray-Curtis	$\log_{10}(y_{ij}+1)$	0,371	0,284	0,391	0,295	0,452
	$\sqrt{y_{ij}}$	0,425	0,296	0,234	0,234	0,513
	$\sqrt{(y_{ij}+0,5)}$	0,329	0,177	0,209	0,239	0,326

Tabela XV - Porcentagem de explicação acumulada dos três primeiros eixos das análises de Componentes Principais (utilizando o coeficiente de correlação de Pearson) e de Correspondência (utilizando a distância de χ^2).

coeficiente	transformação	cladóceros	cladóceros	copépodos	copépodos	rotíferos
		fevereiro	maio	fevereiro	maio	
Pearson	$\log_{10}(y_{ij}+1)$	53,57	66,10	66,37	57,43	44,22
	$\sqrt{y_{ij}}$	58,94	68,27	74,10	56,05	43,64
	$\sqrt{(y_{ij}+0,5)}$	59,07	68,38	74,16	55,87	46,64
χ^2	$\log_{10}(y_{ij}+1)$	61,24	65,05	62,73	54,38	32,90
	$\sqrt{y_{ij}}$	59,13	70,30	63,90	57,22	33,15
	$\sqrt{(y_{ij}+0,5)}$	66,02	77,36	64,60	65,32	39,46

4.3.5. Padrões de classificação e ordenação dos reservatórios segundo as assembléias zooplanctônicas

Rotíferos

A classificação dos reservatórios obtida através da Análise de Agrupamentos Hierárquica aplicada à assembléia de rotíferos é apresentada na Figura 29. Para a obtenção do dendrograma utilizou-se o coeficiente de Bray-Curtis sendo os dados previamente transformados em $\sqrt{(y_{ij}+0,5)}$. O coeficiente de correlação cofenética revela ser este o protocolo que melhor representa os padrões originais de similaridade entre os reservatórios (antes da aplicação do método de ligação UPGMA; ver Tabela XII).

A um nível de aproximadamente 0,6 de distância os seguintes grupos de reservatórios são obtidos: i) Bariri e Promissão; ii) Ibitinga, Salto de Avandava, Água Vermelha, Salto Grande, Xavantes e Capivara; iii) Rio Pari, Piraju, Jurumirim, Rio Novo e Porto Colômbia; iv) Jupia e Ilha Solteira e v) Volta Grande, Jaguará, Estreito e Graminha. Além desses grupos, os reservatórios Barra Bonita, Limoeiro, Euclides da Cunha e Marimondo formam "grupos" isolados.

Uma Análise de Agrupamento "*k*-means" foi empregada com o objetivo de caracterizar os grupos de reservatórios mencionados acima quanto a composição de rotíferos e verificar se esses grupos são também formados de acordo com um esquema de classificação não hierárquico. O número de agrupamentos predeterminado foi igual a 6. De maneira geral, os resultados da análise não hierárquica são congruentes com a análise de agrupamentos hierárquica. Os seguintes grupos de reservatórios foram obtidos: i) Ibitinga, Promissão, Salto de Avandava, Água Vermelha, Salto Grande, Xavantes, Capivara, Rio Pari, Piraju, Jurumirim, Rio Novo e Porto Colômbia, Limoeiro e Euclides da Cunha; ii) Jupia e

Ilha Solteira e iii) Volta Grande, Jaguará, Estreito e Graminha. Além desses grupos, os reservatórios (iv) Barra Bonita, (v) Bariri e (vi) Marimbondo formaram "grupos" individuais. As assembléias de rotíferos características desses grupos são apresentadas na Tabela XVI. O fato mais importante a ser considerado é a maior diversidade encontrada no grupo formado pelos reservatórios Volta Grande, Jaguará, Estreito e Graminha, grupo (iii), pois este apresenta o maior número médio de espécies por reservatório sendo a maior parte dessas espécies as mais abundantes.

O método de ordenação escolhido para ordenar os reservatórios, de acordo com a assembléia de rotíferos, foi o Escalonamento Multidimensional Não-Métrico (EMNM; Figura 30). Primeiramente, uma Análise de Coordenadas Principais (ACoP) foi aplicada à matriz de parença obtida através do coeficiente de Bray-Curtis (dados previamente transformados em $\sqrt{(y_{ij}+0,5)}$). As três primeiras coordenadas principais preservam 52,18 % da variabilidade das distâncias de Bray-Curtis originais (Tabela XIII). O valor de *STRESS* para duas dimensões foi igual a 0,326. Este alto valor indica complexas relações entre os reservatórios que necessitam mais que duas dimensões para serem avaliadas.

A Figura 30 apresenta a ordenação do reservatórios obtida através do EMNM. Em geral, os padrões de similaridade entre reservatórios são iguais aos observados com os outros métodos analíticos utilizados. A Tabela XVII fornece as correlações de Spearman entre as coordenadas dos reservatórios no espaço formado pelos eixos I e II obtidos através do EMNM e as espécies de rotíferos.

Pode-se observar que, ao longo do eixo I, a maioria das espécies apresentam sinais positivos. Este fato indica que os reservatórios localizados à direita da Figura 30 (principalmente, Volta Grande, Graminha, Jaguará e Estreito) são os que apresentam a maior riqueza específica. Ao longo do eixo II a maior parte das espécies apresentam correlações negativas. Este eixo discrimina principalmente os reservatórios localizados no rio Paraná (Ilha Solteira e Jupia) do reservatório

Euclides da Cunha, este último com maior riqueza de espécies. De maneira geral, os eixos I e II discriminam os reservatórios quanto a diversidade de espécies. Embora, por exemplo, os reservatórios dos agrupamentos (i) e (iii), identificados pela análise de agrupamentos não hierárquica, apresentem uma composição específica similar, os resultados do EMNM indicam que a abundância relativa das espécies presentes em cada um dos grupos é bastante diferente.

Cladóceros

O resultado da Análise de Agrupamentos Hierárquica aplicada a assembléia de cladóceros em fevereiro é apresentada, na forma de dendrograma, na Figura 31. A matriz de similaridade foi construída usando-se o coeficiente de Morisita-Horn (dados previamente transformados em $\log_{10}(y_{ij}+1)$). Esse protocolo apresentou o maior coeficiente de correlação cofenética (Tabela XII). Assim, a matriz de similaridade obtida através do coeficiente de Morisita-Horn foi a menos distorcida pelo método de ligação (UPGMA).

A um nível de aproximadamente 0,5 os seguintes grupos de reservatórios foram formados: i) Barra Bonita, Xavantes, Porto Colômbia, Jupuí, Volta Grande, Jurumirim, Bariri, Piraju, Ilha Solteira, Marimbondo, Rio Pari e Salto Grande; ii) Salto de Avanhandava, Jaguará, Estreito e Capivara; iii) Promissão e Água Vermelha; e iv) Rio Novo e Euclides da Cunha. Além desses, Ibitinga e Limoeiro não se apresentam ligados a nenhum grupo no nível de 0,5. Pode-se observar que conforme o valor do coeficiente de Morisita-Horn diminui, grupos maiores se formam e o padrão de classificação lembra uma escada (Figura 31). Esse fato indica, a despeito do coeficiente de correlação cofenética obtido para o dendrograma em questão (0,844), que os reservatórios não podem ser classificados

satisfatoriamente segundo um esquema hierárquico (para a assembléia de cladóceros em fevereiro).

A Análise de Agrupamentos não Hierárquica (*k-means*) identificou os seguintes grupos de reservatórios: i) Ibitinga, Promissão, Salto de Avanhandava, Capivara, Rio Pari, Salto Grande, Jurumirim, Água Vermelha, Jaguará e Estreito; ii) Barra Bonita, Xavantes, Piraju, Ilha Soteira, Marimbondo e Porto Colômbia; (iii) Jupia; (iv) Limoeiro; (v) Volta Grande; e (vi) Rio Novo. As espécies que caracterizam os grupos de reservatórios são apresentadas na Tabela XIX.

O EMNM foi escolhido para ordenar os reservatórios de acordo com a assembléia de cladóceros em fevereiro (Figura 32). A configuração inicial para realização do EMNM foi fornecida por uma ACoP aplicada a matriz de parecência de Bray-Curtis (dados previamente transformados em $\sqrt{(y_{ij}+0,5)}$). Os três primeiros eixos da ACoP escolhida como configuração inicial para o EMNM explicam 62,12 % da estrutura da matriz de parecência. Com esse procedimento observou-se o menor valor de *STRESS* (Tabela XIV).

As coordenadas dos reservatórios ao longo do espaço bidimensional obtido pelo EMNM são apresentadas na Figura 32 e as correlações de Spearman das espécies com o eixos I e II são fornecidas na Tabela XVIII. Todas espécies apresentam correlações positivas com o eixo I, indicando que os reservatórios situados a direita da Figura 32 apresentam as maiores abundâncias dessas espécies. Esse é o caso, por exemplo, dos reservatórios Ilha Solteira e Jupia, que apresentam as maiores abundâncias das espécies mais correlacionadas com o eixo de ordenação I. Ao longo do eixo II, as espécies *Bosmina deitersi* e *Moina minuta* discriminam principalmente os reservatórios Limoeiro e Rio Novo do restante. De maneira geral, ressalta-se que os reservatórios localizados no rio Paraná (Jupia e Ilha Solteira) foram os que apresentaram a maior riqueza específica de cladóceros em fevereiro.

A classificação hierárquica dos reservatórios segundo a comunidade de cladóceros em maio é apresentada na Figura 33. O dendrograma escolhido para interpretação, usando o coeficiente de Morisita-Horn (dados previamente transformados em $\log_{10}(y_{ij}+1)$), apresentou o coeficiente de correlação cofenética menor do que os obtidos para os dendrogramas derivados do coeficiente de Bray-Curtis (Tabela XII). No entanto, um melhor padrão de classificação foi obtido usando-se o primeiro procedimento, ou seja, os agrupamentos formados foram mais balanceados. No dendrograma obtido pelo coeficiente de Bray-Curtis (dados previamente transformados em $\sqrt{(y_{ij}+0,5)}$), por exemplo, um grande grupo foi formado e o restante dos reservatórios isolou-se em grupos individuais ou em pares.

A um nível de aproximadamente 0,6 (Figura 33) os seguintes grupos de reservatórios são formados: i) Barra Bonita, Bariri, Estreito, Capivara, Jurumirim, Ilha Solteira, Ibitinga, Marimondo, Rio Pari, Porto Colômbia, Volta Grande e Graminha; ii) Promissão, Água Vermelha e Salto de Avandava; iii) Rio Novo, Jaguará, Limoeiro e Euclides de Cunha; iv) Salto Grande; v) Xavantes; e (vi) Piraju.

A Análise de Agrupamentos não Hierárquica identificou os seguintes grupos de reservatórios: i) Barra Bonita, Bariri, Ibitinga, Salto de Avandava, Jurumirim, Marimondo, Estreito e Graminha; ii) Porto Colômbia e Volta Grande; iii) Rio Pari; iv) Salto Grande, Xavantes, Piraju, Rio Novo, Jaguará, Limoeiro e Euclides da Cunha; v) Promissão e Água Vermelha; e vi) Capivara e Ilha Solteira. As espécies presentes em cada um dos grupos podem ser observadas na Tabela XX. Pode-se observar que os grupos formados pelos reservatórios Porto Colômbia e Volta Grande (grupo ii) e Capivara e Ilha Solteira (grupo vi; Tabela XX) são os que apresentam o maior número médio de espécies por reservatórios.

Para cladóceros em maio, o EMNM utilizando a ACoP aplicada a matriz de Bray-Curtis (dados transformados em $\sqrt{(y_{ij}+0,5)}$) como configuração inicial apresentou o menor valor de *STRESS* (Figura 34; ver Tabela XIV). Deste modo, as

relações de similaridade entre os reservatórios podem ser representadas, sem grande perda de informação, no espaço bidimensional resultante deste protocolo.

As correlações de Spearman entre as coordenadas dos reservatórios e as espécies de cladóceros para o mês de maio são apresentadas na Tabela XXI. As espécies *Diaphanosoma* sp, *Daphnia gessneri* e *Ceriodaphnia cornuta* apresentaram as maiores correlações (positivas) com o eixo I. Os reservatórios com as maiores abundância dessas espécies localizam-se a direita da Figura 34 (Rio Pari, Porto Colômbia, Capivara e Ilha Solteira). Já o eixo II foi mais fortemente correlacionado com as espécies *Bosmina deitersi*, *Ceriodaphnia intermedia* e *Moina minuta*. Volta Grande e Porto Colômbia, novamente, figuram como os reservatórios que apresentam as maiores abundâncias das espécies correlacionadas com o eixo II.

Copépodos

Para a classificação hierárquica dos reservatórios de acordo com os copépodos em fevereiro apenas dois dendrogramas, os obtidos com os coeficientes de Canberra e Bray-Curtis (Tabela XII), apresentaram coeficientes de correlação cofenética maiores que o limite arbitrário de 0,8. No entanto, a solução fornecida pelo coeficiente de Bray-Curtis (dados transformados em $\sqrt{(y_{ij}+0,5)}$) apresentou grupos mais balanceados, ao contrário do que aconteceu com o coeficiente de Canberra, onde apenas um grande grupo de reservatórios foi observado. Assim, a despeito do menor coeficiente de correlação cofenética, a primeira solução foi escolhida e é apresentada na Figura 35.

Os grupos de reservatórios formados a um nível de aproximadamente 0,5 foram: i) Barra Bonita, Ibitinga, Bariri, Porto Colômbia, Euclides da Cunha e Limoeiro; ii) Promissão e Rio Novo; iii) Jupia e Volta Grande; iv) Salto de

Avanhandava, Água Vermelha, Capivara, Salto Grande, Rio Pari, Xavantes, Piraju, Jurumirim; v) Jaguará e Estreito; e vi) Ilha Solteira e Marimbondo.

A classificação não hierárquica (*k-means*) identificou os seguintes grupos de reservatórios: i) Barra Bonita, Ibitinga, Bariri, Promissão, Rio Novo, Salto de Avanhandava, Água Vermelha, Capivara, Salto Grande, Rio Pari, Xavantes, Piraju, Jurumirim e Jaguará; ii) Estreito; iii) Ilha Solteira e Marimbondo; vi) Porto Colômbia, Euclides da Cunha e Limoeiro; v) Volta Grande; vi) Jupia. A fauna zooplanctônica que caracteriza cada um dos grupos é apresentada na Tabela XXII.

A ordenação dos reservatórios segundo a assembleia de copépodos em fevereiro é apresentada na Figura 36. O método de ordenação empregado foi, novamente, o EMNM utilizando como configuração inicial os escores de uma ACoP aplicada á matriz de Bray-Curtis (dados previamente transformados em $\sqrt{(y_{ij}+0,5)}$). Esta ACoP preserva 75,06 % (porcentagem acumulada dos três primeiros eixos) das distâncias de Bray-Curtis originais. O menor valor de *STRESS* para os EMNM foi obtido com a utilização da solução fornecida pela a ACoP decrita acima (Tabela XIV).

Todas as espécies e ordens foram positivamente correlacionadas com o eixo I do EMNM, destaca-se porém, náuplios de Cyclopoida, *Thermocyclops minutus*, copepoditos de Cyclopoida e *Diatomus* (correlações de Spearman, Tabela XXIII). Analisando essas correlações conjuntamente com as coordenadas dos reservatórios, ao longo do eixo I, pode-se perceber que os reservatórios Ilha Solteira e Marimbondo são os que apresentaram as maiores abundâncias dessas espécies. As espécies (e/ou ordens) que apresentaram as maiores correlações com o eixo II foram náuplios e copepoditos de Calanoida e *Argyrodiatomus furcatus*. Os reservatórios com as maiores abundância dessas espécies encontram-se, ao longo do eixo II, na extremidade superior da Figura 36.

Para a classificação hierárquica dos reservatórios de acordo com a assembléia de copéodos em maio, os únicos coeficientes de correlação cofenética maiores que 0,8 foram obtidos com a utilização do coeficiente de Bray-Curtis para o cálculo da matriz de similaridade (Tabela XII). O dendrograma escolhido para determinação dos grupos de reservatórios, com o coeficiente de Bray-Curtis e os dados previamente transformados em $\sqrt{(y_{ij}+0,5)}$, é apresentado na Figura 37.

A um nível de aproximadamente 0,48 de distância os seguintes grupos de reservatórios foram identificados: Barra Bonita, Bariri, Salto de Avanhandava e Ibitinga; ii) Rio Novo; iii) Promissão, Xavantes e Capivara; iv) Rio Pari, Água Vermelha, Jurumirim, Jaguara e Marimbondo, v) Estreito; vi) Ilha Solteira, Porto Colômbia e Volta Grande; vii) Salto Grande, Piraju, Limoeiro, Euclides da Cunha; e viii) Graminha.

A análise de agrupamentos não hierárquica revelou os seguintes grupos de reservatórios: i) Salto Grande, Xavantes, Piraju, Jurumirim, Rio Novo, Água Vermelha, Marimbondo, Jaguara, Graminha, Limoeiro e Euclides da Cunha; ii) Ilha Solteira; iii) Promissão, Salto de Avanhandava e Capivara; iv) Porto Colômbia, Volta Grande e Estreito; v) Rio Pari; e vi) Barra Bonita, Bariri e Ibitinga. A Tabela XXIV fornece as espécies e/ou ordens que discriminam esses grupos de reservatórios.

Os escores dos reservatórios resultantes da ACoP aplicada sobre a matriz de Bray-Curtis com os dados previamente transformados em $\sqrt{y_{ij}}$ foram utilizados como configuração inicial para a realização do EMNM. O menor valor de *STRESS* foi obtido para esse protocolo (Figura 38). A Tabela XXV apresenta as correlações de Spearman entre as espécies e ordens de copéodos em maio com os eixos I e II. Todas as espécies e ordens estão positivamente correlacionadas com o eixo I, destacam-se, no entanto, náuplios de Calanoida e Cyclopoda e *Diaptomus* sp. Os reservatórios com as maiores abundâncias desses organismos localizam-se, ao longo

do eixo I, à direita da Figura 38, como por exemplo Capivara e Ilha Solteira. As espécies e ordens positivamente correlacionadas com o eixo II foram *Thermocyclops decipiens*, *Mesocyclops longisetus* e náuplios de Cyclopoida. Esses organismos são mais abundantes nos reservatórios localizados na Bacia do rio Tietê, e também Capivara e Graminha. As espécies e ordens negativamente correlacionadas com o eixo II foram copepoditos de Calanoida, Cyclopoida e *Argirodiaptomus furcatus*. Alguns dos reservatórios inseridos na bacia do rio Grande (Marimbondo, Jaguará e Água Vermelha) foram os que apresentaram as maiores abundâncias desses organismos.

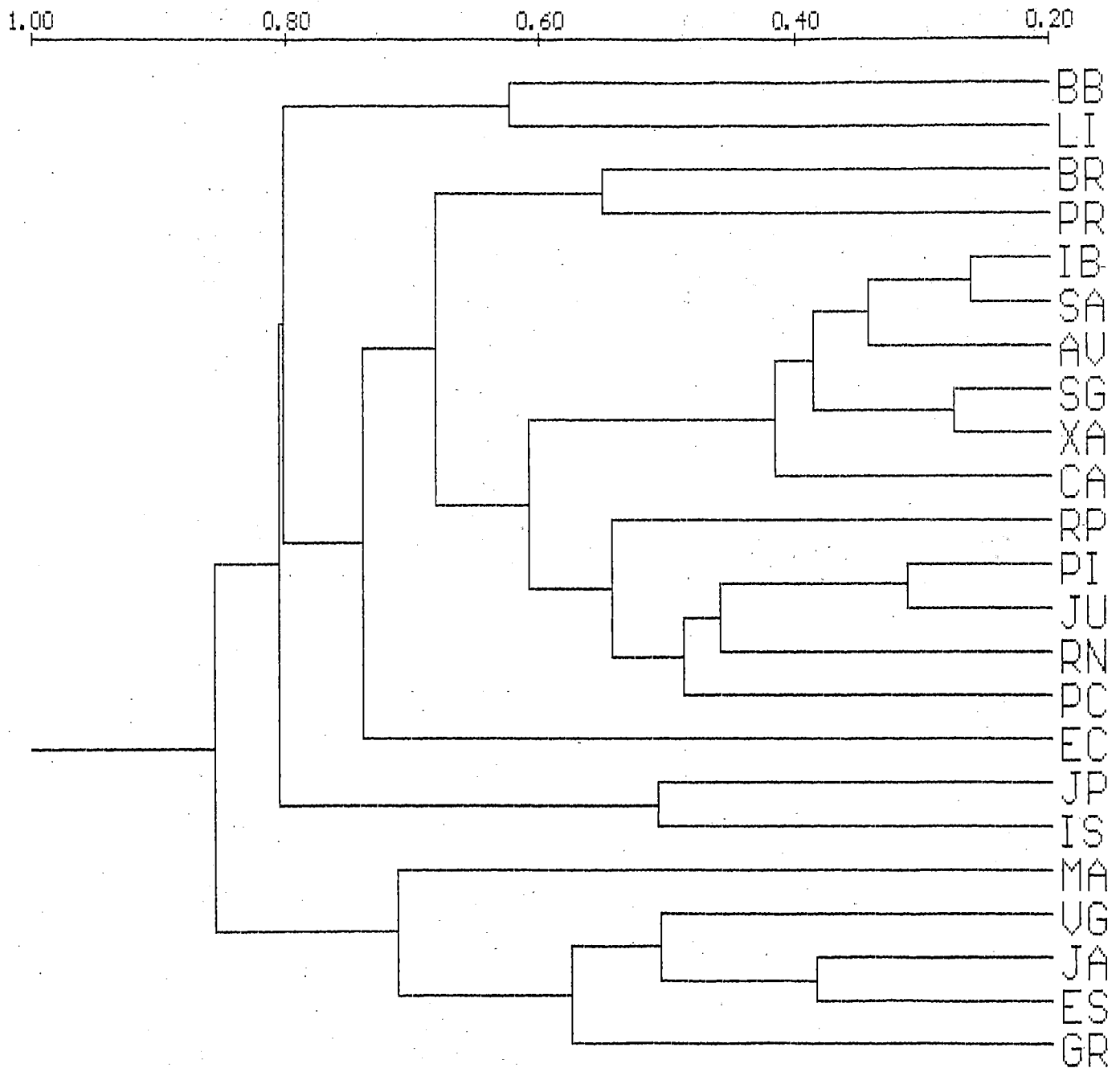


Figura 29 - Classificação hierárquica dos reservatórios segundo a assembléia de rotíferos.

Tabela XVI - Assembléias de rotíferos, para cada grupo de reservatórios, obtidas pela análise de agrupamentos não hierárquica.

	Reservatórios	Espécies	
<i>Grupo i</i>	Ibitinga	<i>Asplanchna</i> sp	<i>Trichocerca capuccini</i>
	Promissão	<i>Brachionus falcatus</i>	<i>T. chattoni</i>
	Salto de Avanhandava	<i>Collotheca ornuta</i>	<i>T. similis</i>
	Água Vermelha	<i>Conochiloides coenobasis</i>	<i>T. multicroinis</i>
	Salto Grande	<i>Conochilus</i> sp	
	Xavantes	<i>Euchlanis deflexa</i>	
	Capivara	<i>Filinia longisetta</i>	
	Rio Pari	<i>Hexarthra intermedia</i>	
	Piraju	<i>H. mira</i>	
	Jurumirim	<i>Keratella americana</i>	
	Rio Novo	<i>K. cochlearis</i>	
	Porto Colômbia	<i>Polyarthra</i> sp	
	Limoeiro	<i>P. longirremis</i>	
Euclides da Cunha	<i>Ptygura</i> sp		
<i>Grupo ii</i>	Jupia	<i>Asplanchna</i> sp	
	Ilha Solteira	<i>Brachionus falcatus</i>	
		<i>H. mira</i>	
		<i>K. cochlearis</i>	
		<i>Polyarthra trigla</i>	
	<i>T. similis</i>		
<i>Grupo iii</i>	Volta Grande	<i>Brachionus falcatus</i>	<i>Keratella americana</i>
	Jaguará	<i>Collotheca ornuta</i>	<i>K. cochlearis</i>
	Estreito	<i>Conochiloides coenobasis</i>	<i>Polyarthra trigla</i>
	Graminha	<i>Conochilus</i> sp	<i>Polyarthra vulgaris</i>
		<i>Euchlanis deflexa</i>	<i>Ptygura</i> sp
		<i>Filinia longisetta</i>	<i>T. similis</i>
		<i>Hexarthra intermedia</i>	<i>T. multicroinis</i>
	<i>H. mira</i>		
<i>Grupo iv</i>	Barra Bonita	<i>Asplanchna</i> sp	
		<i>Hexarthra intermedia</i>	
		<i>H. mira</i>	
		<i>Polyarthra vulgaris</i>	
		<i>Trichocerca capuccini</i>	
	<i>T. multicroinis</i>		
<i>Grupo v</i>	Bariri	<i>Asplanchna</i> sp	
		<i>Conochilus</i> sp.	
		<i>Hexarthra intermedia</i>	
		<i>Polyarthra</i> sp	
		<i>Trichocerca capuccini</i>	
	<i>T. multicroinis</i>		
<i>Grupo vi</i>	Marimondo	<i>Collotheca ornuta</i>	
		<i>Conochiloides coenobasis</i>	
		<i>H. mira</i>	
		<i>K. cochlearis</i>	
	<i>T. similis</i>		

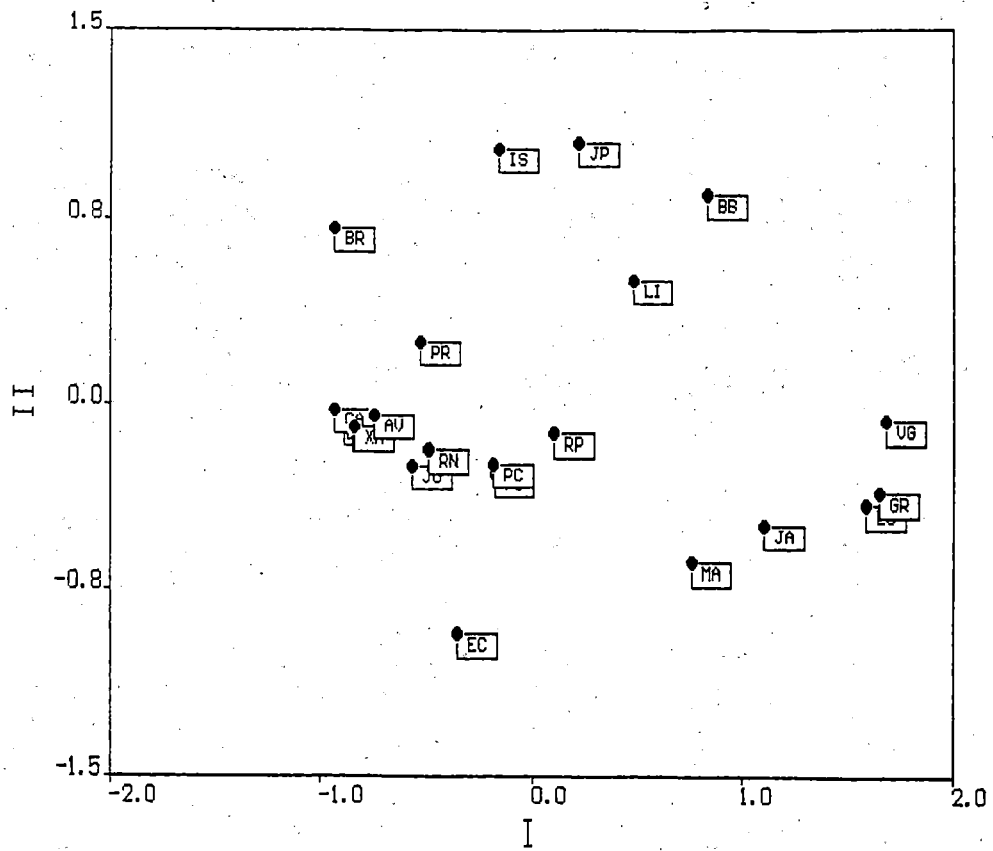


Figura 30 - Ordenação dos reservatórios segundo a assembléia de rotíferos.

Tabela XVII - Correlações de Spearman entre as espécies de rotíferos e as coordenadas dos reservatórios ao longo dos eixos de ordenação I e II obtidos através do EMNM.

	I	II
<i>Asplanchna</i> sp	-0.353	0.486
<i>Brachionus falcatus</i>	0.578	-0.214
<i>Collotheca ornata</i>	0.702	-0.532
<i>Conochiloides coenobasis</i>	0.647	-0.697
<i>Conochilus</i> sp	0.213	-0.152
<i>Euchlanis deflexa</i>	0.019	-0.107
<i>Filinia longisetta</i>	0.221	-0.204
<i>Hexarthra intermedia</i>	0.309	0.090
<i>H. mira</i>	0.825	-0.083
<i>Keratella americana</i>	0.296	-0.581
<i>K. cochlearis</i>	0.767	-0.123
<i>Polyarthra</i> sp	-0.589	0.316
<i>P. longirremis</i>	-0.040	-0.286
<i>P. trigla</i>	0.441	0.320
<i>P. vulgaris</i>	0.637	-0.076
<i>Ptygura</i> sp	0.568	-0.338
<i>Trichocerca capuccini</i>	-0.458	0.430
<i>T. chattoni</i>	-0.081	-0.232
<i>T. similis</i>	0.400	-0.078
<i>T. multicornis</i>	-0.170	0.413

Tabela XVIII - Correlações de Spearman entre as espécies de cladócero (fevereiro) e as coordenadas dos reservatórios ao longo dos eixos de ordenação I e II obtidos através do EMNM.

	I	II
<i>Bosmina</i>	0.807	0.200
<i>B. deitersi</i>	0.384	-0.566
<i>Ceriodaphnia cornuta</i>	0.695	-0.063
<i>C. intermedia</i>	0.410	0.111
<i>C. rigaudi</i>	0.622	0.018
<i>Daphnia gessneri</i>	0.670	0.239
<i>Diaphanosoma</i> sp	0.836	0.276
<i>Moina minuta</i>	0.179	-0.729
<i>Simocephalus serralatus</i>	0.235	-0.128

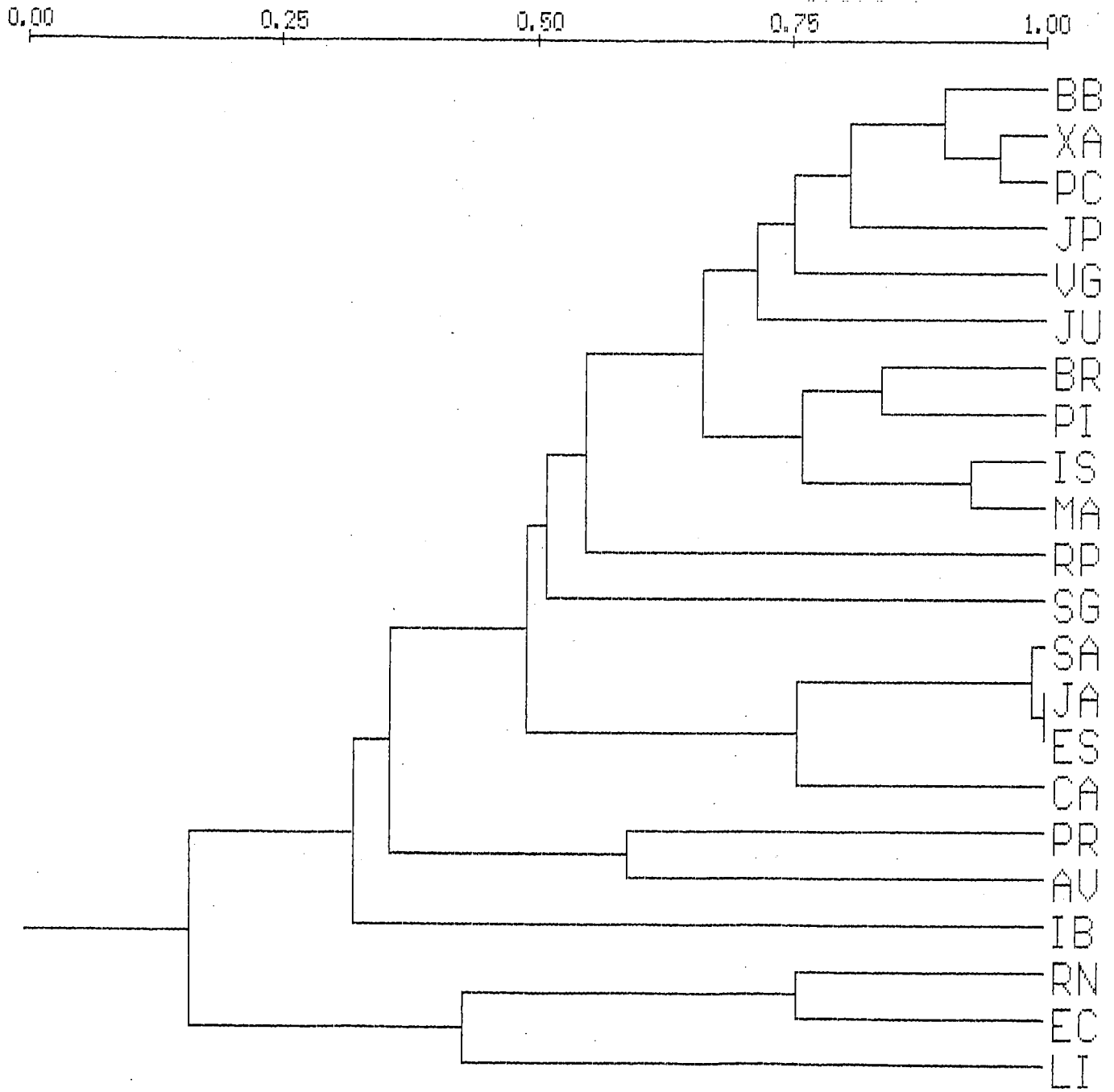


Figura 31 - Classificação hierárquica dos reservatórios segundo a assembléia de cladóceros (fevereiro).

Tabela XIX - Assembléias de cladóceros (fevereiro), para cada grupo de reservatórios, obtidas pela análise de agrupamentos não hierárquica.

	Reservatórios	Espécies	
<i>Grupo i</i>	Ibitinga	<i>Bosmina</i>	
	Promissão	<i>B. deitersi</i>	
	Salto de Avandava	<i>Ceriodaphnia cornuta</i>	
	Capivara	<i>C. intermedia</i>	
	Rio Pari	<i>C. rigaudi</i>	
	Salto Grande	<i>Daphnia gessneri</i>	
	Jurumirim	<i>Diaphanosoma</i> sp	
	Água Vermelha	<i>Moina minuta</i>	
	Jaguara Estreito	<i>Simocephalus serralatus</i>	
<i>Grupo ii</i>	Barra Bonita	<i>Bosmina</i>	
	Xavantes	<i>B. deitersi</i>	
	Piraju	<i>Ceriodaphnia cornuta</i>	
	Ilha Solteira	<i>C. intermedia</i>	
	Marimbondo	<i>C. rigaudi</i>	
	Porto Colômbia	<i>Daphnia gessneri</i> <i>Diaphanosoma</i> sp <i>Moina minuta</i> <i>Simocephalus serralatus</i>	
<i>Grupo iii</i>	Jupia	<i>Bosmina</i> <i>B. deitersi</i> <i>Ceriodaphnia cornuta</i> <i>Daphnia gessneri</i> <i>Diaphanosoma</i> sp <i>Moina minuta</i> <i>Simocephalus serralatus</i>	
	<i>Grupo iv</i>	Limoeiro	<i>Moina minuta</i>
			<i>Simocephalus serralatus</i>
	<i>Grupo v</i>	Volta Grande	<i>B. deitersi</i>
			<i>Ceriodaphnia cornuta</i>
			<i>Diaphanosoma</i> sp <i>Moina minuta</i>
<i>Grupo vi</i>	Rio Novo	<i>B. deitersi</i>	
		<i>Daphnia gessneri</i>	
		<i>Moina minuta</i>	

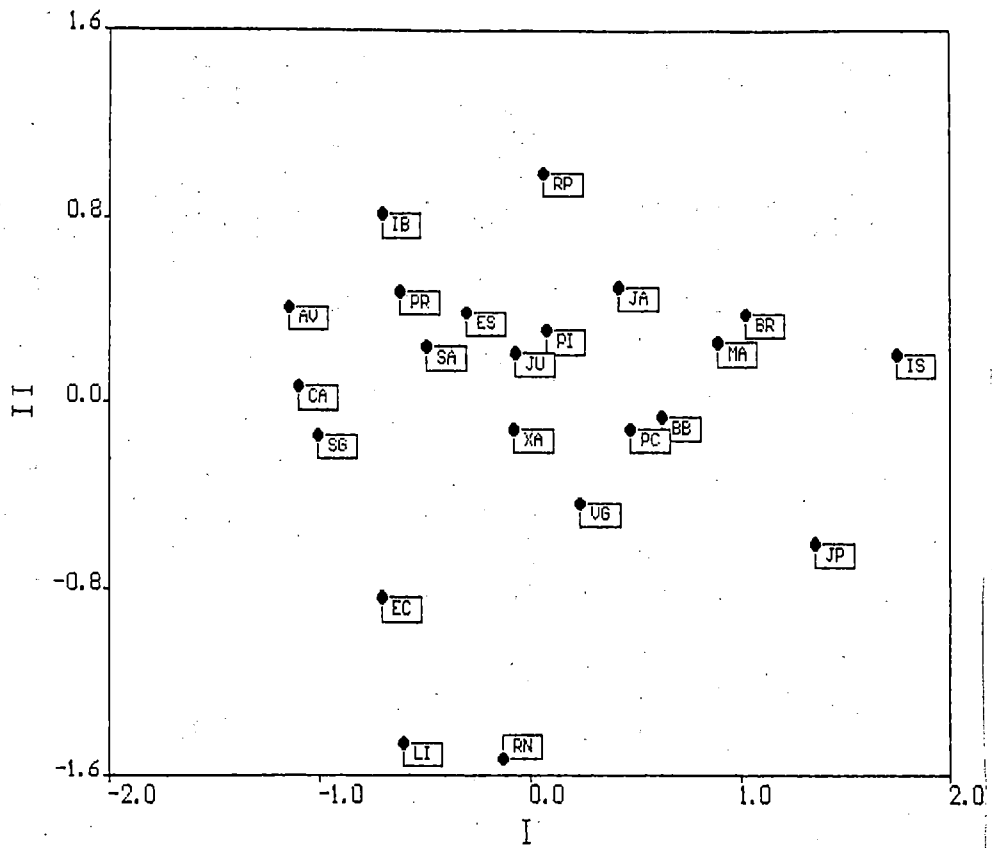


Figura 32 - Ordenação dos reservatórios segundo a assembléia de cladóceros (fevereiro).

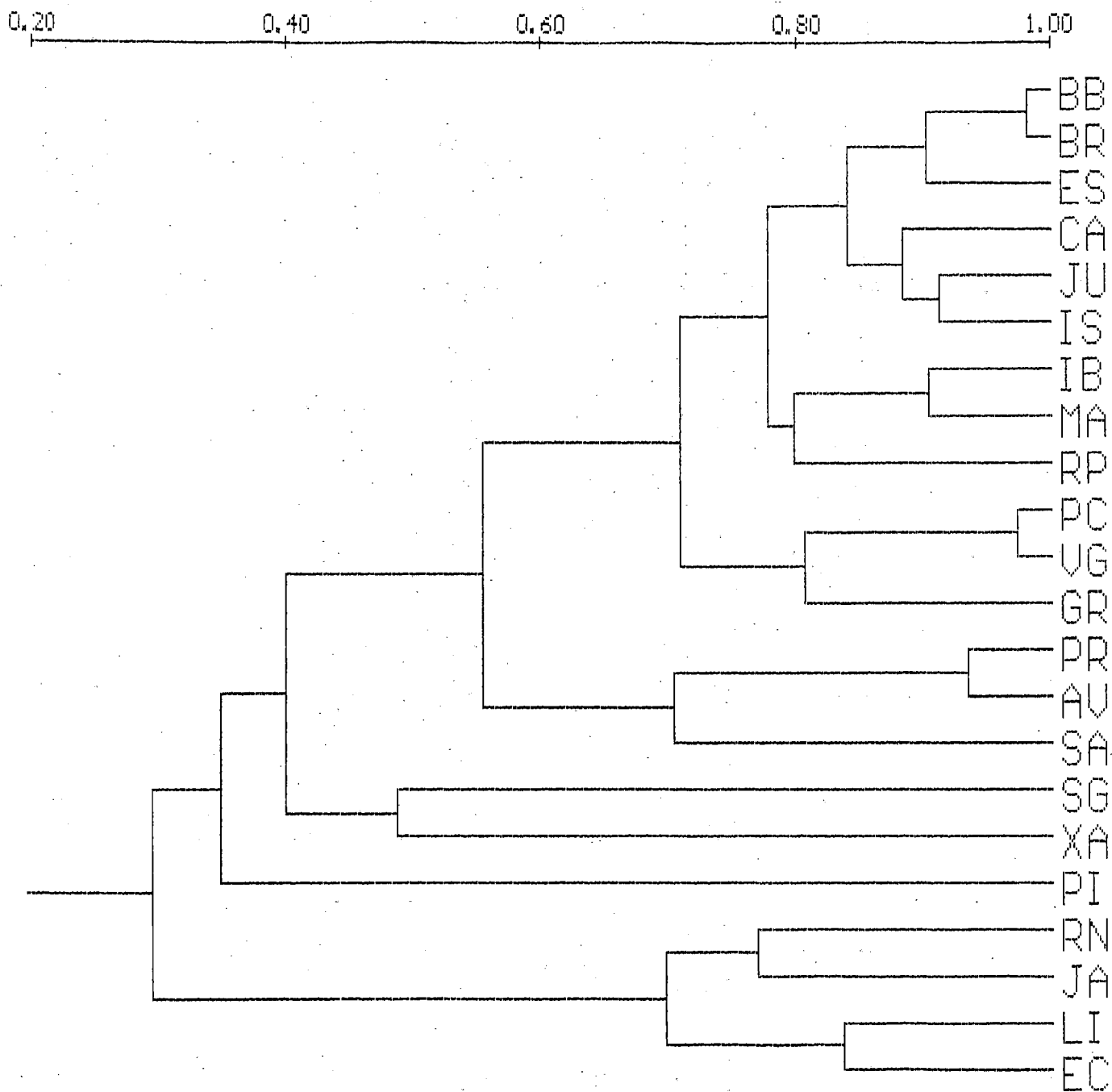


Figura 33 - Classificação hierárquica dos reservatórios segundo a assembléia de cladóceros (maio).

Tabela XX - Assembléias de cladóceros (maio), para cada grupo de reservatórios, obtidas pela análise de agrupamentos não hierárquica.

	Reservatórios	Espécies
Grupo i	Barra Bonita	<i>Bosmina</i>
	Bariri	<i>B. deitersi</i>
	Ibitinga	<i>Ceriodaphnia cornuta</i>
	Salto de Avanhandava	<i>C. intermedia</i>
	Jurumirim	<i>C. rigaudi</i>
	Marimbondo	<i>Daphnia gessneri</i>
	Estreito	<i>Diaphanosoma</i> sp
	Graminha	<i>Moina minuta</i> <i>Simocephalus serralatus</i>
Grupo ii	Porto Colômbia	<i>Bosmina</i>
	Volta Grande	<i>B. deitersi</i>
		<i>Ceriodaphnia cornuta</i>
		<i>C. intermedia</i>
		<i>C. rigaudi</i>
		<i>Daphnia gessneri</i>
		<i>Diaphanosoma</i> sp <i>Moina minuta</i>
Grupo iii	Rio Pari	<i>C. rigaudi</i>
		<i>Ceriodaphnia cornuta</i>
		<i>Daphnia gessneri</i>
		<i>Diaphanosoma</i> sp
Grupo iv	Salto Grande	<i>Bosmina</i>
	Xavantes	<i>B. deitersi</i>
	Piraju	<i>Ceriodaphnia cornuta</i>
	Rio Novo	<i>C. intermedia</i>
	Jaguara	<i>Daphnia gessneri</i>
	Limoeiro	<i>Diaphanosoma</i> sp
	Euclides da Cunha	<i>Moina minuta</i> <i>Simocephalus serralatus</i>
Grupo v	Promissão	<i>Bosmina</i>
	Água Vermelha	<i>Ceriodaphnia cornuta</i>
		<i>Daphnia gessneri</i>
		<i>Diaphanosoma</i> sp
		<i>Simocephalus serralatus</i>
Grupo vi	Capivara	<i>Bosmina</i>
	Ilha Solteira	<i>Ceriodaphnia cornuta</i>
		<i>C. intermedia</i>
		<i>C. rigaudi</i>
		<i>Daphnia gessneri</i>
		<i>Diaphanosoma</i> sp <i>Moina minuta</i> <i>Simocephalus serralatus</i>

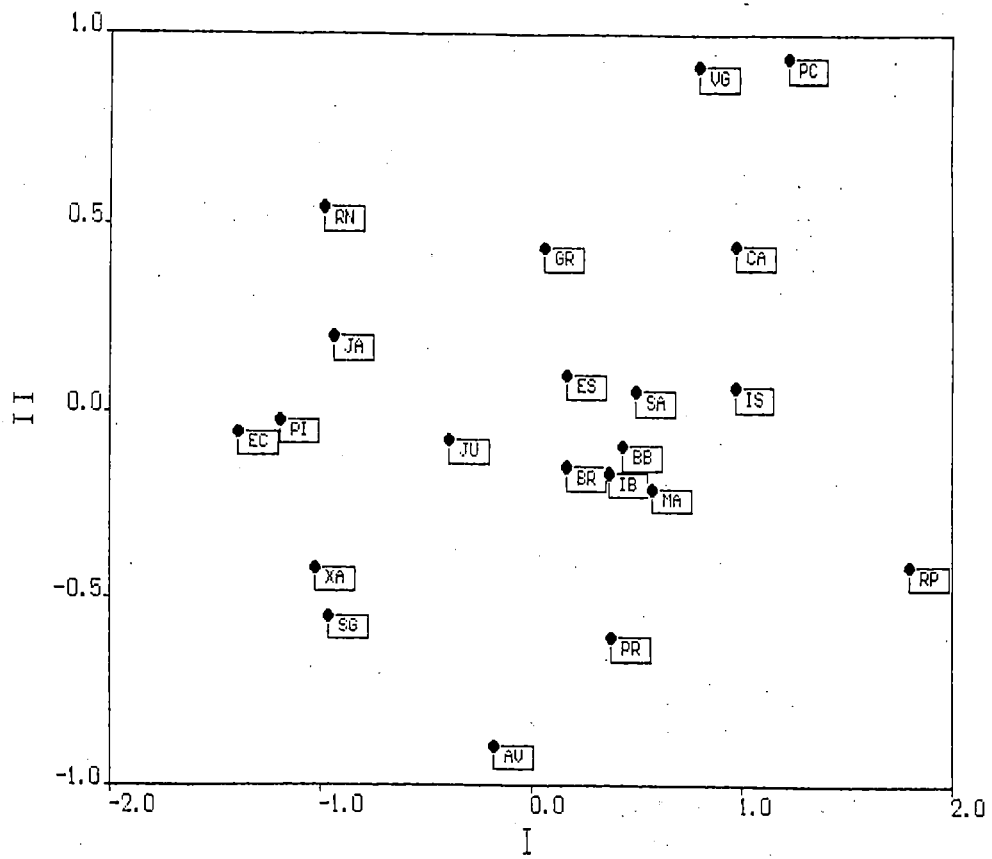


Figura 34 - Ordenação dos reservatórios segundo a assembléia de cladóceros (maio).

Tabela XXI - Correlações de Spearman entre as espécies de cladóceros (maio) e as coordenadas dos reservatórios ao longo dos eixos de ordenação I e II obtidos através do EMNM.

	I	II
<i>Bosmina</i>	0.202	0.234
<i>B. deitersi</i>	-0.311	0.594
<i>Ceriodaphnia cornuta</i>	0.520	0.293
<i>C. intermedia</i>	0.362	0.468
<i>C. rigaudi</i>	0.352	0.295
<i>Daphnia gessneri</i>	0.581	-0.307
<i>Diaphanosoma</i> sp	0.737	0.092
<i>Moina minuta</i>	-0.145	0.445
<i>Simocephalus serralatus</i>	0.313	-0.259

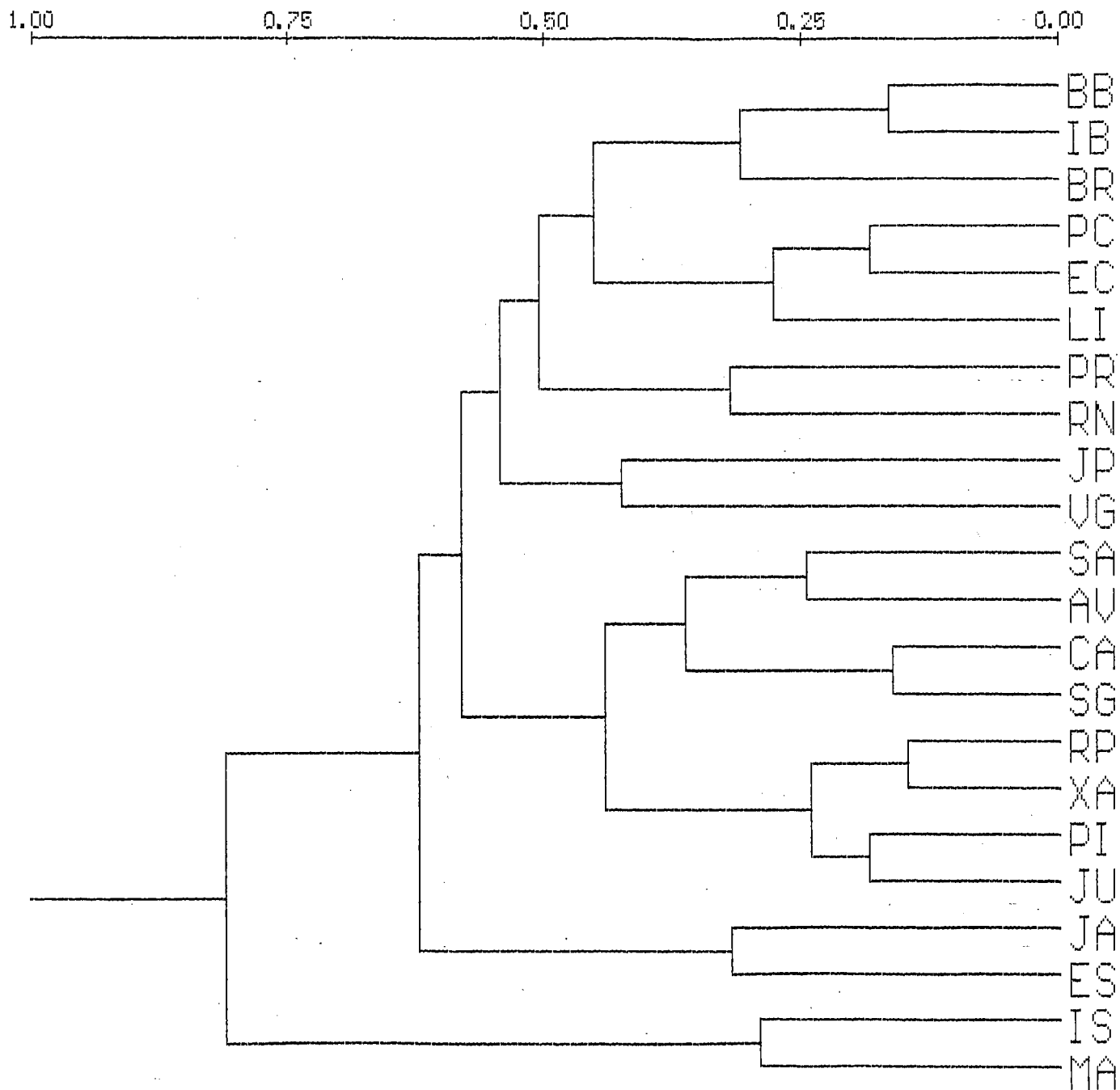


Figura 35 - Classificação hierárquica dos reservatórios segundo a assembléia de copéodos (fevereiro).

Tabela XXII - Assembléias de copépodos (fevereiro), para cada grupo de reservatórios, obtidas pela análise de agrupamentos não hierárquica.

	Reservatórios	Espécies
Grupo i	Barra Bonita	<i>Mesocyclops longisetus</i>
	Ibitinga	<i>Thermocyclops minutus</i>
	Bariri	náuplios de Cyclopoida
	Promissão	<i>Argyrodiaptomus furcatus</i>
	Rio Novo	<i>Diaptomus</i> sp
	Salto de Avanhandava	copepodito de Calanoida
	Água Vermelha	náuplios de Calanoida
	Capivara	
	Salto Grande	
	Rio Pari	
	Xavantes	
	Piraju	
Jurumirim		
Jaguara		
Grupo ii	Ilha Solteira	<i>Thermocyclops decipiens</i>
	Marimbondo	<i>Thermocyclops minutus</i>
		náuplios de Cyclopoida
		<i>Argyrodiaptomus furcatus</i>
		<i>Diaptomus</i> sp
		copepodito de Calanoida
	náuplios de Calanoida	
	copepodito de Cyclopoida	
Grupo iii	Estreito	<i>Mesocyclops longisetus</i>
		náuplios de Cyclopoida
		<i>Diaptomus</i> sp
		copepodito de Calanoida
	náuplios de Calanoida	
Grupo iv	Porto Colômbia	<i>Thermocyclops decipiens</i>
	Euclides da Cunha	<i>Thermocyclops minutus</i>
	Limoeiro	náuplios de Cyclopoida
		<i>Argyrodiaptomus furcatus</i>
		<i>Diaptomus</i> sp
	náuplios de Calanoida	
	copepodito de Cyclopoida	
Grupo v	Volta Grande	<i>Thermocyclops minutus</i>
		náuplios de Cyclopoida
		copepodito de Calanoida
		náuplios de Calanoida
		copepodito de Cyclopoida
Grupo vi	Jupiá	<i>Mesocyclops longisetus</i>
		<i>Thermocyclops decipiens</i>
		<i>Thermocyclops minutus</i>
		náuplios de Cyclopoida
		<i>Argyrodiaptomus furcatus</i>
		<i>Diaptomus</i> sp
		náuplios de Calanoida
copepodito de Cyclopoida		

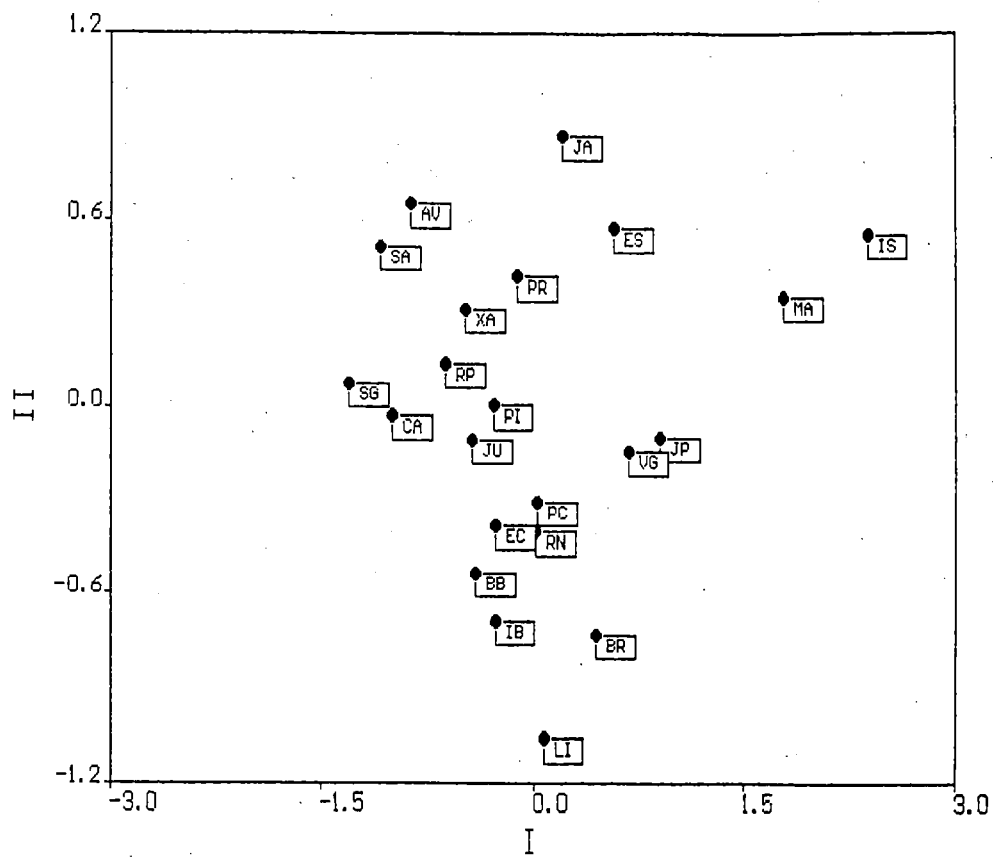


Figura 36 - Ordenação dos reservatórios segundo a assembléia de copépodos (fevereiro).

Tabela XXIII - Correlações de Spearman entre as espécies de copépodos (fevereiro) e as coordenadas dos reservatórios ao longo dos eixos de ordenação I e II obtidos através do EMNM.

espécies / ordens -fases	I	II
<i>Mesocyclops longisetus</i>	0.216	-0.206
<i>Thermocyclops decipiens</i>	0.486	-0.128
<i>Thermocyclops minutus</i>	0.708	-0.034
náuplios de Cyclopoida	0.858	-0.376
<i>Argyrodiaptomus furcatus</i>	0.164	0.494
<i>Diaptomus</i> sp	0.597	0.236
copepodito de Calanoida	0.441	0.520
náuplios de Calanoida	0.398	0.825
copepodito de Cyclopoida	0.671	-0.126

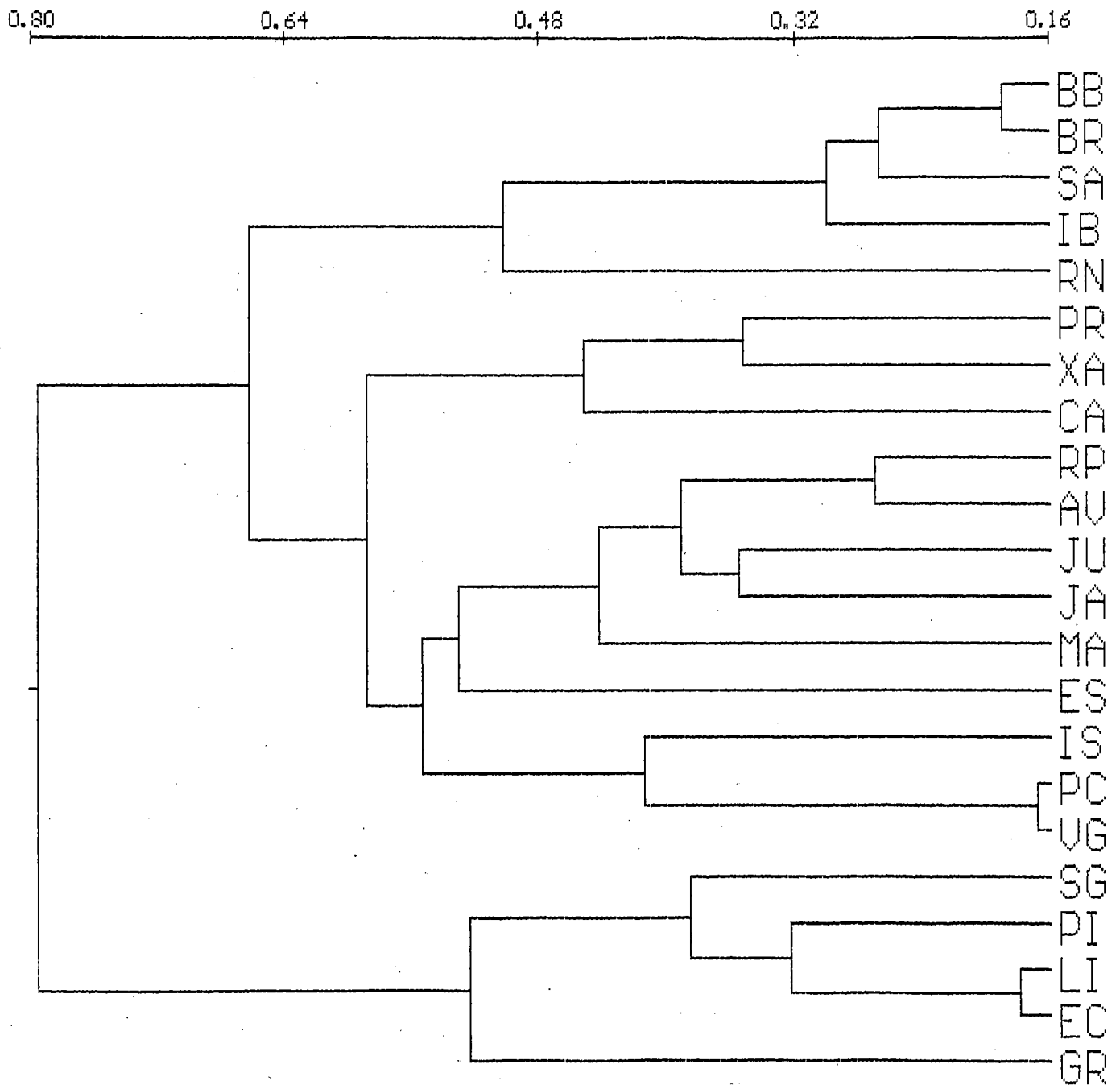


Figura 37 - Classificação hierárquica dos reservatórios segundo a assembléia de copéodos em maio.

Tabela XXIV - Assembléias de copépodos (maio), para cada grupo de reservatórios, obtidas pela análise de agrupamentos não hierárquica.

	Reservatórios	Espécies
<i>Grupo i</i>	Salto Grande	<i>Mesocyclops longisetus</i>
	Xavantes	<i>Thermocyclops decipiens</i>
	Piraju	<i>Thermocyclops minutus</i>
	Jurumirim	náuplios de Cyclopoida
	Rio Novo	<i>Argyrodiaptomus furcatus</i>
	Água Vermelha	<i>Diaptomus</i> sp
	Marimbondo	copepodito de Calanoida
	Jaguara	náuplios de Calanoida
	Graminha	copepodito de Cyclopoida
	Limoeiro Euclides da Cunha	
<i>Grupo ii</i>	Ilha Solteira	<i>Mesocyclops longisetus</i>
		<i>Thermocyclops decipiens</i>
		<i>Thermocyclops minutus</i>
		náuplios de Cyclopoida
		<i>Argyrodiaptomus furcatus</i>
		<i>Diaptomus</i> sp
		copepodito de Calanoida náuplios de Calanoida copepodito de Cyclopoida
<i>Grupo iii</i>	Promissão Salto de Avanhandava Capivara	<i>Mesocyclops longisetus</i>
		<i>Thermocyclops decipiens</i>
		<i>Thermocyclops minutus</i>
		náuplios de Cyclopoida
		<i>Argyrodiaptomus furcatus</i>
		<i>Diaptomus</i> sp náuplios de Calanoida
<i>Grupo iv</i>	Porto Colômbia Volta Grande Estreito	<i>Mesocyclops longisetus</i>
		<i>Thermocyclops decipiens</i>
		<i>Thermocyclops minutus</i>
		náuplios de Cyclopoida
		<i>Argyrodiaptomus furcatus</i>
		copepodito de Calanoida náuplios de Calanoida copepodito de Cyclopoida
<i>Grupo v</i>	Rio Pari	<i>Thermocyclops decipiens</i>
		náuplios de Cyclopoida
		<i>Diaptomus</i> sp
		copepodito de Calanoida náuplios de Calanoida copepodito de Cyclopoida
<i>Grupo vi</i>	Barra Bonita Bariri Ibitinga	<i>Mesocyclops longisetus</i>
		<i>Thermocyclops decipiens</i>
		náuplios de Cyclopoida
		<i>Diaptomus</i> sp copepodito de Calanoida náuplios de Calanoida

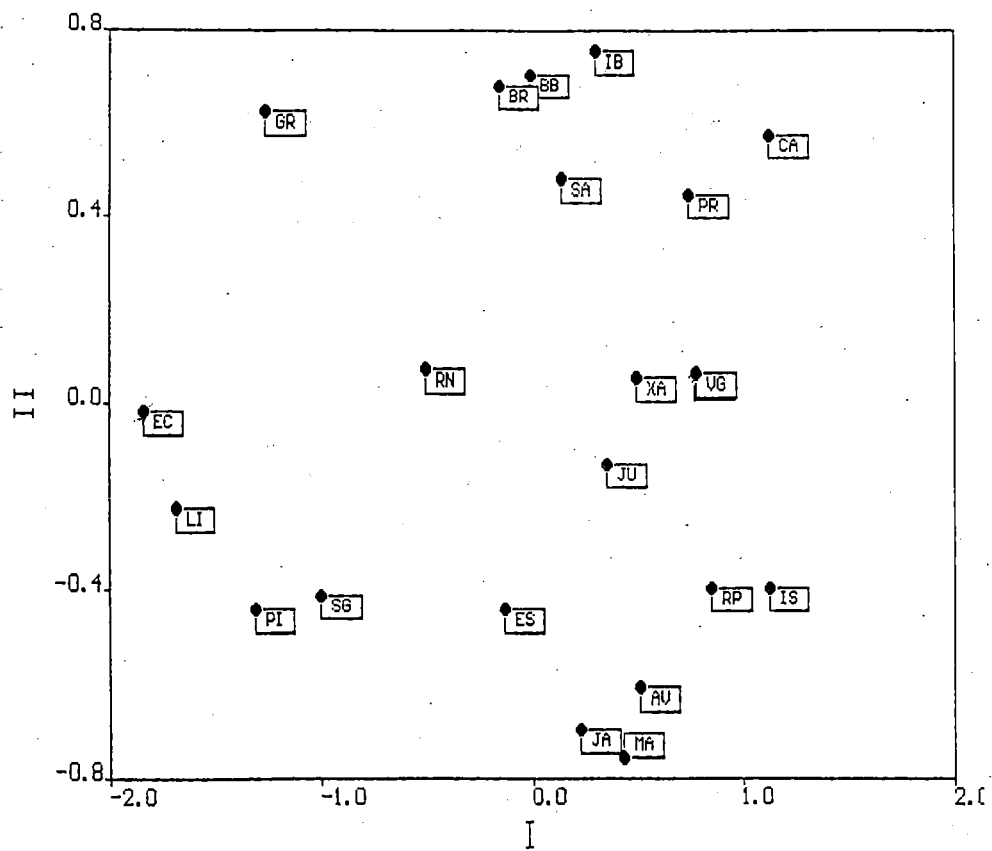


Figura 38 - Ordenação dos reservatórios segundo a assembléia de copéodos (maio).

Tabela XXV - Correlações de Spearman entre as espécies de copépodos (maio) e as coordenadas dos reservatórios ao longo dos eixos de ordenação I e II obtidos através do EMNM.

espécies/ordens-fases	I	II
<i>Mesocyclops longisetus</i>	0.352	0.608
<i>Thermocyclops decipiens</i>	0.231	0.659
<i>Thermocyclops minutus</i>	0.225	0.194
náuplios de Cyclopoida	0.676	0.549
<i>Argyrodiaptomus furcatus</i>	0.424	-0.513
<i>Diaptomus</i> sp	0.623	0.093
copepodito de Calanoida	0.479	-0.607
náuplios de Calanoida	0.844	-0.220
copepodito de Cyclopoida	0.321	-0.533

4.3.6. Análise de Correlação Canônica (ACC) entre a representatividade numérica do zooplâncton e os dados abióticos

Somente para a análise entre cladóceros e os dados abióticos (fevereiro) não foi possível encontrar combinações lineares, em cada conjunto de dados, que resultassem numa correlação significativa entre essas combinações pelo teste de esfericidade de Bartlett ($\chi^2 = 101$; $P = 0,201$).

A ACC entre rotíferos e os dados abióticos apresentou apenas um par de combinações lineares (das nove possíveis) correlacionadas significativamente entre si. O valor da correlação canônica entre a primeira combinação linear formada pelos dados de rotíferos e a primeira formada pelos dados abióticos foi igual a 0,983 ($P < 0,034$; de acordo com o teste de esfericidade de Bartlett). A combinação linear dos dados abióticos apresenta-se mais fortemente correlacionada, de acordo com o coeficiente de estrutura, com as variáveis condutividade elétrica da água e Mg (Tabela XXVI). Já a combinação linear obtida através dos rotíferos está correlacionada principalmente com o gênero *Asplanchna* sp (espécie 1), e com as espécies *Hexarthra mira* (espécie 6) e *Trichocerca capucina* (espécie 9; Tabela XXVI). Os reservatórios com maior abundância de *Asplanchna* sp e *Trichocerca capucina* são aqueles localizados nos rios Tietê e Paranapanema (principalmente Capivara, Xavantes, Jurumirim e Piraju). Assim, essas espécies são mais abundantes em reservatórios com maior grau de mineralização, ou seja, os do rio Tietê e em alguns do rio Paranapanema (ver segundo componente principal relativo a ordenação dos reservatórios de acordo com os dados abióticos coletados em fevereiro, Figura 23). *Hexarthra mira*, ao contrário, predomina em reservatórios com baixos valores de condutividade elétrica e Mg, tais como alguns dos reservatórios dos rios Grande, Pardo e Paraná.

Os resultados da ACC entre rotíferos e os dados abióticos, mencionados acima, mostram apenas as tendências mais evidentes, porém particulares. De forma mais ampla, é necessário ressaltar que a maioria das espécies selecionadas para a realização da ACC predominam em águas com menor grau de mineralização.

Tabela XXVI - Resultados da Análise de Correlação Canônica entre os rotíferos e os dados abióticos em fevereiro. R, χ^2 e r indicam, respectivamente, o valor da correlação canônica, a significância da correlação canônica pelo teste de esfericidade de Bartlett e os coeficientes de estrutura (r). 1 a 9 são as espécies consideradas nessa análise; somente as espécies com as maiores correlações com a combinação linear são citadas no texto.

R = 0,983		$\chi^2 = 115,908$ (P = 0,034)	
espécies	r	abióticas	r
1	-0,418	condutividade	0,787
2	0,347	zona eufótica	-0,328
3	0,011	Mg	0,696
4	0,043	produtividade	-0,084
5	0,112	nitrito	0,050
6	0,529	nitrato	0,352
7	0,124	P-orto	-0,057
8	0,392	P-dissolvido	-0,135
9	-0,796	íon amônio	-0,060
		silicatos	0,033

A ACC entre os copépodos em fevereiro e os dados abióticos mostraram que as duas primeiras correlações canônicas, entre os dois primeiros pares de combinações lineares, foram significativas pelo teste de esfericidade de Bartlett.

A primeira combinação linear obtida através dos dados abióticos (primeira variável canônica) apresenta-se mais fortemente correlacionada com as variáveis profundidade da zona eufótica, nitrito e P-dissolvido. A segunda combinação linear (segunda variável canônica) apresenta contribuições importantes das variáveis Mg e nitrato (Tabela XXVII).

A primeira variável canônica obtida através dos copépodos em fevereiro apresenta-se correlacionada principalmente com náuplios de Cyclopoida (4) e com as espécies *Thermocyclops decipiens* (2) e *Diaptomus corderoi* (6). A segunda variável canônica é representada por *Argyrodiaptomus furcatus* (5) e náuplios de Calanoida (9; Tabela XXVII).

Os reservatórios com maior abundância de *Diaptomus corderoi* foram aqueles com maior transparência da água e menores teores de nitrito e P-dissolvido, tais como Estreito, Xavantes e Porto Colômbia. Ao contrário, as maiores abundâncias de náuplios de Cyclopoida e *Thermocyclops decipiens* foram encontradas em reservatórios com altos teores de nitrito e P-dissolvido e com águas menos transparentes. Além disso, *Argyrodiaptomus furcatus* e náuplios de Calanoida predominaram em reservatórios com teores elevados de Mg e com baixas concentrações de nitrato (tais como, Promissão, Salto de Avanhandava, Ilha Solteira, Jupia e Água Vermelha).

Os resultados da ACC entre os copépodos e os dados abióticos em maio são apresentados na Tabela. Os dois primeiros pares de combinações lineares (variáveis canônicas) apresentam-se significativamente correlacionados. A primeira combinação linear obtida através dos dados abióticos possui contribuições importantes das variáveis condutividade elétrica da água, Mg, P-dissolvido, íon amônio e silicatos (Tabela XXVIII). A segunda combinação linear é um tanto quanto redundante em relação a primeira, ou seja, também está mais fortemente relacionada com as variáveis condutividade elétrica, Mg e nitrato.

A primeira variável canônica resultante dos dados bióticos (copépodos em maio) está correlacionada com a ordem dos náuplios de Cyclopoida (4), *Argyrodiaptomus furcatus* (5), copepoditos de Calanoida e copepoditos de Cyclopoida (10). A segunda variável canônica é representada principalmente por

Mesocyclops longisetus (1), *Thermocyclops decipiens* (2) e *Argyrodiaptomus furcatus* (5).

Analisando conjuntamente os dois pares de variáveis canônicas pode-se verificar que os náuplios de Cyclopoida (4), em maio, foram mais abundantes em reservatórios com elevados valores de condutividade elétrica, Mg, P-dissolvido, íon amônio e silicatos (como por exemplo, Barra Bonita, Bariri, Promissão, Ibitinga e Salto de Avanhandava) enquanto que *Argyrodiaptomus furcatus* (5), copepoditos de Calanoida e copepoditos de Cyclopoida (10) predominaram em reservatórios com características limnológicas opostas às mencionadas acima (tais como, Estreito, Jaguará, Marimbondo, Ilha Solteira, Graminha e Água Vermelha). *Mesocyclops longisetus* (1) e *Thermocyclops decipiens* (2) predominaram principalmente nos reservatórios localizados na bacia do rio Tietê (com elevados valores de Mg e nitrato e condutividade elétrica).

A ACC entre os cladóceros em maio e os dados abióticos apresentou apenas um par de combinações lineares significativamente correlacionadas entre si de acordo com o teste de esfericidade de Bartlett ($R = 0,999$; $\chi^2 = 153,031$; $P = 0,000$). Somente a variável nitrato ($r = 0,706$) foi importante para a formação da variável canônica obtida de acordo com os dados abióticos. *Diaphanosoma* sp ($r = 0,516$) foi o único gênero mais fortemente correlacionado com a variável canônica obtida através da composição numérica das espécies de cladóceros. Em resumo, *Diaphanosoma* sp foi mais abundante em reservatórios com elevadas concentrações de nitrato, como por exemplo, nos reservatórios localizados na bacia do rio Tietê, em alguns localizados no rio Grande (Porto Colômbia e Marimbondo) e Ilha Solteira.

Tabela XXVII - Resultados da Análise de Correlação Canônica entre os copéodos e os dados abióticos em fevereiro. R, χ^2 e r indicam, respectivamente, o valor da correlação canônica, a significância da correlação canônica pelo teste de esfericidade de Bartlett e os coeficientes de estrutura (r). 1 a 10 são as espécies ou ordens consideradas nessa análise; somente as espécies com as maiores correlações com a combinação linear são citadas no texto.

n°	R	R ² (%)	χ^2	P
1	0,995	99	151,828	0,001
2	0,986	97	104,403	0,041

espécie	r	r	abióticas	r	r
1	-0,210	-0,066	condutividade	-0,192	0,329
2	-0,446	0,186	zona eufótica	0,667	0,123
3	-0,363	-0,064	Mg	-0,351	0,561
4	-0,582	0,091	clorofila	0,344	-0,160
5	-0,038	-0,402	nitrito	-0,404	-0,358
6	0,494	-0,011	nitrato	0,042	-0,403
7	-0,216	0,074	P-orto	-0,123	-0,307
8	0,247	0,091	P-dissolvido	-0,555	-0,339
9	0,018	-0,472	íon amônio	0,222	-0,046
10	-0,340	0,368	silicatos	-0,207	0,063

Tabela XXVIII - Resultados da Análise de Correlação Canônica entre os copéodos e os dados abióticos em maio. R, χ^2 e r indicam, respectivamente, o valor da correlação canônica, a significância da correlação canônica pelo teste de esfericidade de Bartlett e os coeficientes de estrutura (r). 1 a 10 são as espécies ou ordens consideradas nessa análise; somente as espécies com as maiores correlações com a combinação linear são citadas no texto.

n°	R	R ² (%)	χ^2	P
1	0,997	99,4	183,210	0,000
2	0,994	98,8	128,368	0,001

espécie	r	r	abióticas	r	r
1	-0,227	-0,530	condutividade	0,661	-0,547
2	-0,332	-0,430	Secchi	-0,392	-0,025
3	0,045	-0,040	Mg	0,620	-0,426
4	-0,490	-0,241	clorofila	-0,307	0,021
5	0,445	-0,442	nitrito	0,178	0,116
6	0,252	0,172	nitrato	-0,341	-0,577
7	-0,224	-0,371	P-orto	0,125	-0,241
8	0,504	-0,052	P-dissolvido	0,652	-0,038
9	0,152	-0,115	íon amônio	0,628	-0,150
10	0,456	0,212	silicatos	0,530	-0,152

4.3.7. Teste de Mantel parcial entre a representatividade numérica do plâncton, os dados abióticos e as distâncias geográficas

Os resultados do teste de Mantel são apresentados na Tabela XXIX. Os grupos planctônicos que apresentaram correlações matriciais significativas com os dados abióticos e com a geografia foram: rotíferos em fevereiro, copéodos em maio e a assembléia fitoplanctônica (fevereiro).

O teste de Mantel parcial pode agora ser aplicado (para os grupos planctônicos correlacionados com as duas matrizes "explanatórias") com o objetivo de verificar quais das matrizes "explanatórias" (abiótica ou geográfica) melhor

descreve os padrões de similaridade entre reservatórios gerados pelos grupos planctônicos.

O teste de Mantel parcial entre rotíferos e os dados abióticos, removendo-se o efeito das distâncias geográficas entre os reservatórios, é significativo a nível de $P = 0,0126$ ($r = 0,35484$). A correlação parcial entre rotíferos e a geografia, mantendo-se constante o efeito dos dados abióticos, também foi significativa ($r = 0,33178$; $P = 0,0006$). Esses resultados indicam que as duas matrizes, abiótica e geográfica, podem ser usadas para descrever os padrões de similaridade entre os reservatórios que foram gerados pelos rotíferos (Tabela XXIX).

Como já foi citado acima, a matriz de similaridade entre os reservatórios obtida através da assembléia de copépodos (maio) apresenta-se significativamente correlacionada com os dados abióticos e com a geografia (distâncias geográficas entre os reservatórios) de acordo com o teste de Mantel simples. A correlação parcial entre copépodos e os dados abióticos, mantendo-se constante o efeito da geografia, é significativa e igual a $0,43732$ ($P = 0,0002$). O teste de Mantel parcial entre os copépodos e a geografia também é significativo ($r = 0,31514$; $P = 0,0002$). Deste modo, as duas matrizes "explanatórias" contribuem para a descrição dos padrões de similaridade entre reservatórios obtidos pelos dados de copépodos em maio (Tabela XXIX).

Os resultados do teste de Mantel parcial obtidos para a assembléia fitoplanctônica são similares aos descritos para copépodos em maio e rotíferos em fevereiro.

Para os grupos planctônicos que não apresentaram correlações com as duas matrizes "explanatórias", ou seja, com os dados abióticos e com as distâncias topográficas entre os reservatórios, o teste de Mantel parcial não é necessário. Assim, o teste de Mantel simples indica que os copépodos em fevereiro e cladóceros em maio apresentaram correlações significativas apenas com a geografia ($r =$

0,27892; $P = 0,0018$ e $r = 0,16364$; $P = 0,032$, respectivamente), enquanto que os cladóceros em fevereiro foram marginalmente não correlacionados com os dados abióticos ($r = 0,20325$; $P = 0,0566$).

Tabela XXIX - Correlações (simples e parciais) entre as matrizes de similaridade obtidas através dos grupos planctônicos, das distâncias geográficas e dos dados abióticos. A significância dos coeficientes de correlação matricial foi estabelecida pelo teste de Mantel, utilizando 5000 permutações aleatórias de uma das matrizes. Os códigos usados são: **clF** e **clM** (cladóceros em fevereiro e maio); **cF** e **cM** (copépodos em fevereiro e maio); **r** (rotíferos em fevereiro); **f** (fitoplâncton); **g** (geografia) e **a** (dados abióticos). Quando uma matriz está entre parênteses significa que o seu efeito sobre a correlação foi mantido constante.

matrizes	clF	clM	cF	cM	r	f
a	0,20325 $p = 0,0566$	ns	ns	0,37415 $p = 0,0006$	0,28020 $p = 0,0396$	0,3566 $p = 0,0004$
g	ns	0,16364 $p = 0,0322$	0,27892 $p = 0,0018$	0,30475 $p = 0,0006$	0,27453 $p = 0,0022$	0,25086 $p = 0,0018$
a(g)	-	-	-	0,43732 $p = 0,0002$	0,35484 $p = 0,0126$	0,46100 $p = 0,0002$
g(a)	-	-	-	0,31514 $p = 0,0002$	0,33178 $p = 0,0006$	0,34273 $p = 0,0006$

5. DISCUSSÃO

5.1. Considerações preliminares

A grande maioria dos modelos em reservatórios e em outros sistemas aquáticos procura descrever somente a dinâmica temporal das variáveis de interesse. Poucos estudos utilizam o espaço como variável explanatória e um número menor ainda tem como objetivo modelar a dinâmica espacial de variáveis que caracterizam limnologicamente os reservatórios. A importância de modelos que considerem a variabilidade espacial dos ecossistemas aquáticos é salientada por LEGENDRE & TROUSSELLIER (1988) e de ecossistemas, em geral, por LEGENDRE (1993).

A avaliação da variabilidade espacial dos ecossistemas também fornece subsídios quantitativos para o estabelecimento de planos de amostragem (LEGENDRE & FORTIN, 1989) e para o emprego de métodos estatísticos válidos (LEGENDRE et al., 1990).

Um conceito central que está relacionado intimamente com os dois tópicos citados acima (modelagem e amostragem) refere-se a autocorrelação espacial. De acordo com LEGENDRE (1993) a autocorrelação é uma propriedade geral de qualquer variável mensurada ao longo do tempo (autocorrelação temporal) ou ao longo do espaço geográfico (autocorrelação espacial). Formalmente, a autocorrelação espacial pode ser definida, segundo LEGENDRE (1993), como sendo: "*the property of random variables taking values, at pairs of locations a certain distance apart, that are more similar (positive autocorrelation) or less similar (negative autocorrelation) than expected for randomly associated pairs of observations*".

A relação entre a dependência espacial (autocorrelação) e o estabelecimento de estratégias de amostragem implica no reconhecimento de que a autocorrelação

espacial é uma forma de pseudoreplicação (HULBERT, 1984; PALMER, 1988). Desta forma, na presença de dados autocorrelacionados espacialmente, há a violação de um importante pressuposto estatístico, ou seja, o de que as réplicas (no caso obtidas ao longo do espaço) são independentes.

Para estudos de modelagem ecológica o espaço deve ser levado em consideração (explicitamente) tendo em vista que a heterogeneidade espacial é uma característica **funcional** dos ecossistemas e não o resultado de algum processo aleatório que possa ser ignorado (LEGENDRE, 1993).

Para a descrição, quantificação e modelagem da dinâmica espacial da informação ecológica um conjunto de técnicas estatísticas desenvolvidas originalmente por G. Matheron (ROSSI et al., 1992), denominada geoestatística, tem sido recentemente aplicada em estudos ecológicos (ROBERTSON, 1987; ROBERTSON et al., 1988; LEGENDRE et al., 1989; JACKSON & CALDWELL, 1993; HALVORSON et al., 1994). De forma ampla, o primeiro procedimento de uma análise geoestatística consiste basicamente em definir o grau de autocorrelação espacial. Neste estudo, a autocorrelação espacial foi avaliada de acordo com dois critérios, ou seja, através do cálculo do correlograma (objetivando inferir os processos que geraram os padrões de autocorrelação espacial para cada variável) e através do variograma (com o escopo de verificar a pertinência dos métodos geoestatísticos na modelagem da variabilidade espacial em reservatórios).

5.2. Variação espacial de grupos zooplancônicos no reservatório do Broa

A heterogeneidade horizontal dos parâmetros limnológicos em reservatórios é decorrente dos mecanismos de transporte, sendo que o principal é o de advecção, que por sua vez é originado pela entrada de rios e pela influência dos ventos (FORD,

1990). Em maior ou menor grau, a heterogeneidade horizontal pode ser considerada uma situação geral que está presente em qualquer reservatório.

Os resultados deste estudo mostram que mesmo um ambiente que apresenta uma homogeneidade vertical como o reservatório do Broa (TUNDISI, 1986b) pode apresentar um alto grau de heterogeneidade horizontal. De acordo com TUNDISI et al. (1975), os gradientes espaciais (determinados pela análise de autocorrelação espacial) observados para os náuplios e adultos de copépodos (com as abundâncias aumentando em direção a zona "fluvial" do reservatório do Broa) e cladóceros (com as abundâncias aumentando em direção a zona "lacustre" do reservatório do Broa) não podem ser explicados de acordo com parâmetros limnológicos tais como temperatura, oxigênio dissolvido, pH e material em suspensão, uma vez que os valores que esses parâmetros assumem, pouco variam ao longo do eixo horizontal do reservatório do Broa. Outras variáveis abióticas poderiam ser utilizadas com o objetivo de explicar a variação espacial dos grupos zooplanctônicos. Entretanto, o efeito da geografia deve ser removido caso também seja observado autocorrelação espacial nas novas variáveis exploratórias utilizadas. Esse cuidado deve ser tomado uma vez que a correlação estabelecida entre duas variáveis (ou conjunto de variáveis) coletadas ao longo espaço geográfico pode, na verdade, ser espúria se ambas as variáveis forem espacialmente autocorrelacionadas e se esse efeito não for removido (LEGENDRE & TROUSSELLIER, 1988).

MARZOLF (1990) apresenta um modelo teórico que descreve a distribuição de abundância zooplanctônica ao longo do eixo longitudinal de reservatórios (Figura 39). De acordo com esse modelo, a abundância zooplanctônica ao longo do eixo longitudinal de um reservatório qualquer é determinada por dois fatores principais, a saber, a velocidade da corrente e a exportação de materiais (argilas, nutrientes, carbono orgânico dissolvido e microflora). O modelo postula que se a velocidade da corrente for o fator que apresenta maior influência na distribuição zooplanctônica,

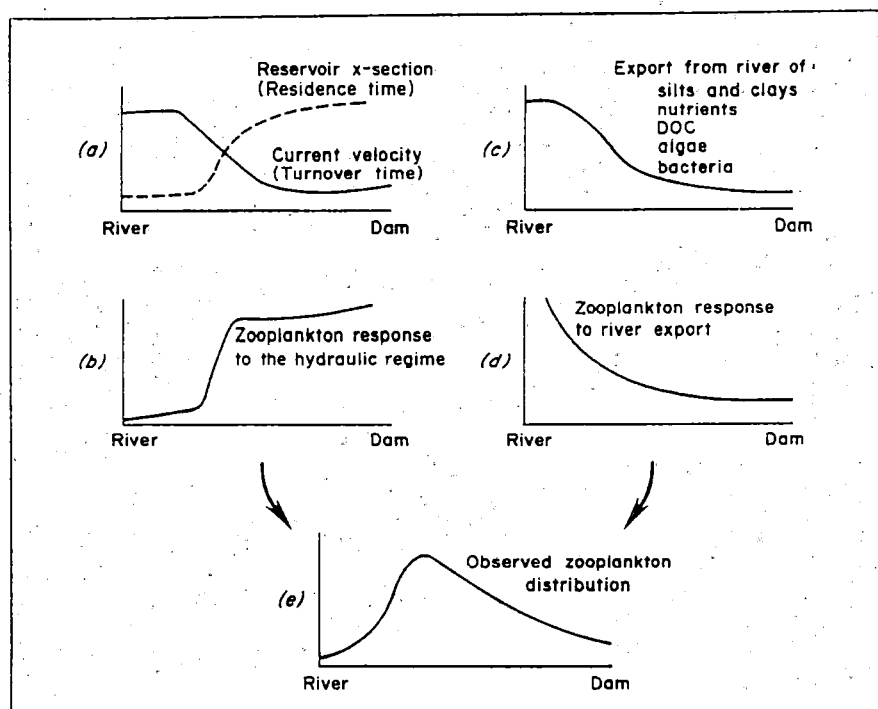


Figura 39 - Modelos de distribuição zooplancônica ao longo do eixo longitudinal de um reservatório hipotético (MARZOLF, 1990).

há um aumento da densidade zooplanctônica em direção a barragem. Se a exportação de materiais preponderar, a densidade zooplanctônica é maior na zona fluvial do reservatório e decresce em direção à barragem. Caso os dois fatores atuem, a densidade zooplanctônica ao longo do eixo longitudinal do reservatório (no sentido rio-barragem) lembra uma "distribuição de frequência" com assimetria positiva.

O modelo gerado pela interação dos fatores velocidade de corrente e exportação de materiais parece ser o que melhor se adequa aos dados da densidade zooplanctônica do reservatório do Broa, tendo em vista que para náuplios e adultos de copépodos as abundâncias aumentam em direção a zona "fluvial" e para cladóceros as abundâncias aumentam em direção a zona "lacustre" do reservatório do Broa.

Inspecionando-se os escores obtidos através da Análise de Superfície de Tendência Canônica (ASCT, Figura 9) ao longo da SC I é possível observar que dois grupos de estações de coleta são formados (e1 a e13, e14 a e25). Comparando-se a Figura 9 com a Figura 1 do trabalho de TUNDISI et al., (1975) verifica-se que há uma grande congruência entre o zoneamento do reservatório do Broa proposto por esses autores, baseado nos valores de coeficientes de extinção (iguais a 0,74 para a área A e 1,33 para a área B) e os resultados fornecidos pela ASCT aplicada aos grupos zooplanctônicos. Deste modo, o coeficiente de extinção, provavelmente, pode estar determinando os padrões de variabilidade espacial observados para cladóceros, náuplios e adultos de copépodos. Ressalta-se que essa última explicação e aquela fornecida pelo modelo de MARZOLF (1990) não são mutualmente exclusivas pois o coeficiente de extinção é correlacionado, mesmo que indiretamente, com a velocidade da corrente e com a exportação de materiais.

Os gradientes observados para as densidades de cladóceros, náuplios e adultos de copépodos podem também estar relacionados a preferência de habitats ou

com uma estratégia que esses organismos apresentam para evitar a competição interespecífica e intraespecífica (TUNDISI et al., 1975).

O padrão de distribuição horizontal zooplancônica em ecossistemas aquáticos pode ser explicado por diferentes fatores (forças advectivas, variáveis limnológicas abióticas, padrões comportamentais dos organismos e relações biológicas entre esses organismos). A principal questão a ser respondida é: qual o fator preponderante ? de LAFONTAINE (1994), por exemplo, verificou que as estruturas espaciais observadas para a biomassa zooplancônica no Golfo St. Lawrence não foram correlacionadas com as características da massa de água e com o processo de advecção oriundo da entrada de água doce no Golfo. Por outro lado, PINEL-ALLOUL & PONT (1991) mostraram que a ação do vento foi o principal fator na determinação dos padrões espaciais (gradientes) de *Mesocyclops edax* e *Diaphanosoma brachyurum* no lago Cromwell (Canadá). PATALAS & SALKI (1992) postulam que a morfologia lacustre, a geologia da bacia de drenagem e a localização dos principais rios que entram no lago Winnipeg explicaram suficientemente os padrões de distribuição espacial dos crustáceos planctônicos.

Vários fatores interferem no reconhecimento de quais são os mecanismos geradores dos padrões de distribuição observados para os organismos aquáticos. O principal é o efeito da autocorrelação espacial, como já mencionado acima (LEGENDRE & TROUSSELLIER, 1988). Como a maioria das variáveis limnológicas apresentam-se correlacionadas entre si a determinação da variável que determina a superfície de variação biótica é dificultada (de LAFONTAINE, 1994). O terceiro problema é trivial e, infelizmente, refere-se a falta de dados abióticos (coletados na mesma rede de estações de coleta) ou informações sobre padrões comportamentais, bem como outros conhecimentos sobre a ecologia dos organismos estudados.

De acordo com o que foi apresentado as seguintes conclusões parciais podem ser estabelecidas: i) a variação da densidade de cladóceros, náuplios e adultos de copépodos apresenta-se estruturada ao longo do espaço geográfico na forma de gradientes, isso implica na rejeição das hipóteses de homogeneidade espacial e aleatoriedade (em outras palavras, a variação da densidade desses grupos não está distribuída aleatoriamente sobre o espaço geográfico); ii) os padrões de variação espacial observados podem ser atribuídos a diferentes fatores (advecção, mecanismos comportamentais e características limnológicas).

Os resultados das análises variográficas aplicadas aos grupos zooplanctônicos serão discutidos no item 5.4.

5.3. Variação espacial de parâmetros limnológicos no reservatório de Barra Bonita.

Um aspecto de suma importância para o manejo de reservatórios é o zoneamento longitudinal desses ambientes em ecoregiões. Essas ecoregiões podem ser estabelecidas de acordo com uma abordagem univariada ou de acordo com uma abordagem multidimensional.

A Figura 40, extraída de KIMMEL et al. (1990), é um modelo diagramático que exemplifica o zoneamento longitudinal, baseado em variáveis controladoras da produtividade fitoplanctônica, que ocorreria num reservatório hipotético.

Neste estudo um zoneamento longitudinal do reservatório de Barra Bonita foi feito de acordo com o seguinte protocolo analítico: i) primeiramente uma Análise de Componentes Principais (ACP) foi empregada sobre a matriz de correlação entre as diferentes variáveis previamente log-transformadas e padronizadas; ii) os escores obtidos através da ACP podem ser interpretados como a localização das estações de coleta no espaço multidimensional formado pelas diferentes variáveis limnológicas;

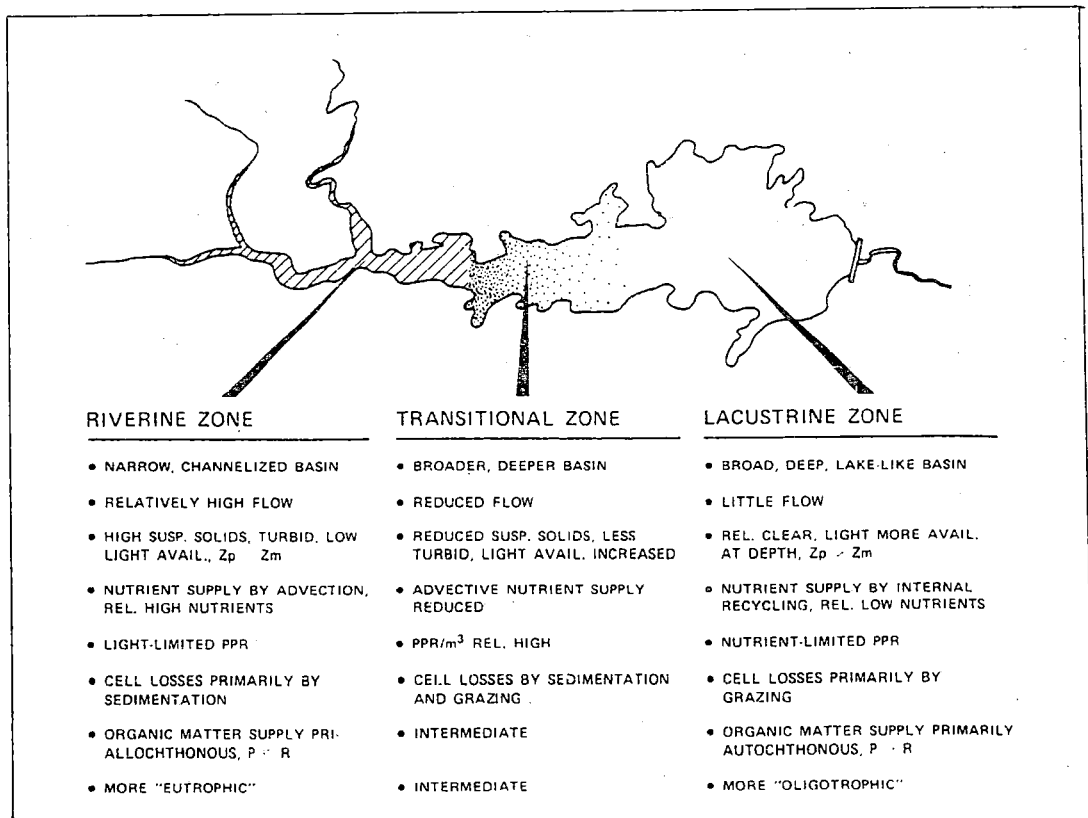


Figura 40 - Zoneamento longitudinal de um reservatório hipotético (KIMMEL et al., 1990).

e iii) os escores foram mapeados usando-se o método de interpolação *DWLS* (*Distance Weighted Least Squares*) e desta forma as ecoregiões foram formadas (Figuras 16 e 17).

Em poucas palavras, o mapa dos escores do primeiro componente principal (Figura 14) pode ser interpretado como um gradiente de eutrofização que diminui no sentido rio-barragem, ou seja, as porções formadas pelos rios Tietê e Barra Bonita são as mais eutróficas. Somente com este mapa pode-se resumir 66 % da variabilidade espacial das características limnológicas do reservatório de Barra Bonita. FERREIRA (1993) salienta a importância desses mapas (denominados pelo autor como Mapas de Superfícies de Respostas Ambientais), visto que uma grande quantidade de variáveis (descritores) podem ser representadas em um único plano. Além disso, através destes protocolos, a interdependência entre as variáveis limnológicas não é ignorada.

De acordo com a ACP três zonas (ecoregiões) podem ser observadas no reservatório de Barra Bonita: i) a zona "fluvial" que engloba os trechos iniciais dos rios Piracicaba e Tietê (estações 2, 3, 4, 5 e 15 a 23, ver Figura 14), com baixa transparência da água, elevados teores de nutrientes e pigmentos totais; ii) a zona lacustre (estações 9, 10, 11, 12, 14 e 26 a 30) com os menores teores de nutrientes, excetuando-se as maiores concentrações de nitrato, N-total e silicatos para as estações localizadas no corpo principal do reservatório de Barra Bonita (26 a 30), e maior transparência da água; e iii) a zona de transição que engloba as estações (6, 7, 8, 24, 25, e 13) e apresenta características intermediárias entre as zonas fluvial e lacustre.

É interessante notar que as regiões estabelecidas para o reservatório de Barra Bonita, bem como o comportamento longitudinal das características limnológicas que delimitam essas regiões, coincidem em grande parte com o modelo conceitual desenvolvido por KIMMEL et al. (1990).

Um dos aspectos que tem merecido maior destaque na limnologia de reservatórios é a produtividade primária fitoplanctônica. A quantificação da produtividade primária tem sido utilizada como um dos principais critérios para a classificação (trofia) desses sistemas, bem como para o estabelecimento de estratégias de manejo. Entretanto, a classificação de reservatórios de acordo com a trofia é problemática tendo em vista o alto grau de heterogeneidade espacial (e temporal) dos fatores ambientais que controlam a produtividade primária, o que propicia um gradiente longitudinal do estado trófico (como foi demonstrado nesse estudo). Assim, as determinações dos estados tróficos de reservatórios podem ser consideradas viesadas quando realizadas pontualmente o que pode acarretar no estabelecimento de estratégias de manejo inapropriadas. LIND et al. (1993), por exemplo, ressaltam que a classificação de reservatórios de acordo com o estado trófico pode ser problemática tendo em vista, dentre outros fatores, o alto grau de heterogeneidade espacial e temporal nos fatores ambientais que controlam a produtividade primária e consequentemente os índices de estado trófico.

Por outro lado, uma vez caracterizando-se o gradiente longitudinal de um determinado reservatório pode-se realizar o zoneamento desse ambiente, o que permite delimitar as porções do reservatório que são adequadas para diferentes usos, como por exemplo, pesca, criação em tanques-redes, recreação e abastecimento de água. Em outras palavras, a heterogeneidade espacial pode ser vista como um atributo benéfico que possibilita um melhor aproveitamento dos reservatórios. Além desse aspecto, a avaliação da heterogeneidade espacial de um reservatório fornece subsídios eficazes para o estabelecimento de estratégias de monitoramento da qualidade da água (ver item 5.4.1.).

As ecoregiões propostas para o reservatório de Barra Bonita não são, claramente, definitivas tendo em vista a dinâmica temporal desse sistema. No entanto, um estudo que leve em consideração diferentes épocas do regime

hidrológico da Bacia dos rios Tietê e Piracicaba poderia fornecer subsídios para a delimitação "média" das ecoregiões presentes no reservatório de Barra Bonita.

Os processos que geraram os gradientes longitudinais no reservatório de Barra Bonita podem agora ser inferidos através da Análise de Autocorrelação Espacial. Como foi visto nos resultados, as variáveis íon amônio, P-dissolvido, ortofosfato, P-total, Secchi, nitrito, pigmentos totais e material em suspensão inorgânico/orgânico apresentaram-se espacialmente estruturadas ao longo do espaço geográfico na forma de gradientes. Os gradientes espaciais correspondem ao progressivo aumento ou diminuição (no caso da profundidade de desaparecimento do disco de Secchi) nos valores das variáveis ao longo do eixo longitudinal do reservatório de Barra Bonita (sentido rios-barragem). Nos correlogramas, os gradientes são inferidos quando os valores de I (coeficiente de autocorrelação espacial de Moran) diminuem monotonicamente com o incremento das distâncias entre as estações de coleta (Figura 18). Uma combinação de vários processos, todos relacionados com mecanismos de transporte, determinam os gradientes observados no reservatório de Barra Bonita, nominalmente, advecção, difusão, dispersão e sedimentação. De fato, FORD (1990) e THORNTON (1990) afirmam que os mecanismos de transporte ocorrem em qualquer reservatório e são os principais processos que influenciam a dinâmica espacial das características limnológicas dos reservatórios. Os padrões espaciais em forma de manchas, identificados para as variáveis N-total, nitrato e silicatos, podem ser explicados, levando-se em consideração também a alta atividade biológica a que essas variáveis estão sujeitas.

As fortes reduções nos teores da maioria dos nutrientes e o aumento da transparência da água que ocorrem no reservatório de Barra Bonita denotam a capacidade que os reservatórios apresentam de melhorar a qualidade da água de rios poluídos. STRAŠKRABA et al. (1993) apresentam outros exemplos de como reservatórios podem reduzir as concentrações de diferentes formas de P em até 90

% Os processos responsáveis por essa redução, segundo STRAŠKRABA et al. (1993), foram sedimentação e a absorção fitoplanctônica.

Novamente, relações de causa e efeito entre as variáveis limnológicas obtidas espacialmente devem levar em consideração o forte efeito da autocorrelação espacial que, como foi mostrado, é um fenômeno comum no reservatório de Barra Bonita.

5.4. Modelagem da variação espacial em reservatórios

A análise variográfica para os grupos zooplanctônicos estudados no reservatório do Broa e para as variáveis limnológicas obtidas no reservatório de Barra Bonita mostrou que é possível modelar os padrões de autocorrelação espacial. O emprego da análise variográfica permite ainda estabelecer as escalas espaciais nas quais a autocorrelação está presente.

O ajuste de um modelo (variograma teórico) ao conjunto de pontos do variograma experimental (variograma observado) fornece os parâmetros que são utilizados na técnica de *krigagem* que objetiva estimar os valores da variável de interesse em regiões onde não foi realizada nenhuma amostragem. Os parâmetros mais importantes são: i) o alcance (*range*) que determina a distância na qual a autocorrelação ainda está presente; ii) o patamar (*sill*) que indica o valor (na ordenada do variograma) no qual a semi-variância é constante; e iii) o efeito pepita (*nugget effect*) que denota o valor da semi-variância na distância zero (LEGENDRE & FORTIN, 1989).

Neste estudo, o modelo que se ajustou à maioria das variáveis foi o linear. Assim, as estruturas espaciais obtidas são, na maioria dos casos, na forma de gradientes. Além disso, como o variograma linear não apresenta uma assíntota (patamar), pode-se inferir que estes gradientes ocorrem em escalas similares às das regiões amostradas, ou seja, as observações são interdependentes em escalas

espaciais compatíveis com as das regiões amostradas nos reservatórios do Broa e de Barra Bonita (LEGENDRE et al., 1989; SIMARD & SAVARD, 1990; PINEL-ALLOUL & PONT, 1991).

Os modelos (lineares ou não) ajustados aos variogramas (ver resultados) devem ser vistos apenas como uma primeira tentativa de se empregar métodos geoestatísticos com o objetivo de modelar a variação espacial de reservatórios. Mesmo assim, a avaliação desses modelos foi feita através da técnica de validação cruzada (*cross-validation*). A técnica de validação cruzada consiste em estimar os valores das variáveis de interesse em cada estação de coleta através da técnica de *krigagem* utilizando os valores obtidos nas estações de coleta vizinhas (excluindo-se o valor da estação de coleta a ser estimado). As estimativas são comparadas com os valores observados com o objetivo de verificar se o modelo ajustado ao variograma reproduz a variabilidade espacial original.

As correlações (coeficiente de correlação linear de Pearson) entre os valores observados (log-transformados) e os valores estimados indicam que os modelos ajustados aos variogramas fornecem parâmetros adequados para a realização das estimativas através da técnica de *krigagem* (exceto para adultos de copépodos e rotíferos, Tabela XXX).

A validade da aplicação dos métodos geoestatísticos em ecologia tem sido ressaltada por diversos autores. ROBERTSON (1987), por exemplo, mostra que o emprego destes métodos fornece estimativas precisas e não viesadas dos valores das variáveis de interesse obtidos através de um delineamento amostral onde não se pode assumir a independência (espacial) entre as amostras. Até mesmo em problemas complexos, como a avaliação de estoques pesqueiros, os métodos geoestatísticos tem sido empregados com sucesso (SIMARD et al., 1992; PELLETIER & PARMA, 1994).

Neste estudo a aplicação da metodologia geoestatística, embora preliminar, mostrou-se adequada para a modelagem de algumas características limnológicas dos reservatórios do Broa e Barra Bonita, levando-se em consideração, explicitamente, a estrutura espacial dos dados.

Tabela XXX - Correlações de Pearson entre os valores observados e os valores estimados através da técnica de *krigagem*.

variáveis	modelo ajustado ao variograma	r
material inor.	linear + C_0	0,913
material org.	linear + C_0	0,764
nitrito	gaussiano	0,936
nitrato	linear	0,966
silicatos	linear	0,922
orto-P	linear + C_0	0,932
P-dissolvido	linear + C_0	0,949
P-total	gaussiano + C_0	0,793
amônia	linear + C_0	0,933
N-total	linear	0,762
pigmentos totais	esférico	0,845
Secchi	linear	0,975
náuplios de copépodos	linear + C_0	0,925
adultos de copépodos	esférico	0,323
cladóceros	gaussiano + C_0	0,784
rotíferos	linear + C_0	0,051

5.4.1. Alguns aspectos sobre o delineamento amostral em reservatórios

É necessário dizer que as diretrizes básicas para o estabelecimento de algumas estratégias de amostragem apresentadas neste item partem do pressuposto que o objetivo deste estudo é o de modelar os processos de variação espacial que

ocorrem no reservatório de Barra Bonita e não o de estimar valores por si só. É necessário lembrar também que as estimativas feitas pelo método de *krigagem*, avaliadas pelo método de validação cruzada, tiveram como objetivo reconstituir a variabilidade espacial de algumas características limnológicas do reservatório de Barra Bonita.

O primeiro problema que existe quando se pretende planejar um delineamento amostral para reservatórios refere-se a natureza multidimensional dos dados coletados, ou seja, uma caracterização satisfatória destes ambientes só é alcançada quando diferentes variáveis são mensuradas. Entretanto, o melhor delineamento amostral para uma determinada variável, não o é, necessariamente, o melhor para as outras variáveis em estudo. As técnicas multivariadas podem ser utilizadas como uma maneira de auxiliar no planejamento de um esquema amostral "conciliatório". Deste modo, uma escala média de variabilidade é artificialmente criada.

O procedimento básico deste estudo consistiu no estabelecimento de regiões homogêneas no reservatório de Barra Bonita (através da ACP). Como os dados apresentam-se autocorrelacionados, essas regiões são formadas por grupos de estações de coleta mais próximas entre si. Esta é uma maneira de estratificar o reservatório de Barra Bonita em zonas geográficas (como visto acima, zona lacustre, zona de transição e zona fluvial). Para fins de monitoramento do reservatório de Barra Bonita, por exemplo, **pelo menos** uma estação de coleta deve ser alocada em cada uma dessas zonas.

Uma rede de amostragem mais detalhada no reservatório de Barra Bonita, no entanto, é necessária se o objetivo for produzir mapas confiáveis das variáveis de maior interesse. Essa necessidade baseia-se nos aspectos discutidos abaixo.

A rede de amostragem utilizada nesse estudo pode ser vista como sendo transectos ao longo do eixo longitudinal do reservatório de Barra Bonita. As estimativas das semi-variâncias através desse delineamento para as pequenas

distâncias foram baseadas apenas nos pares de pontos dentro desses transectos. Assim, para a realização da análise variográfica foi necessário assumir que a variabilidade espacial no reservatório de Barra Bonita é isotrópica, ou seja, assumiu-se que os padrões de autocorrelação espacial são os mesmos em qualquer direção (LEGENDRE & FORTIN, 1989). Essa restrição proibiu, por exemplo, a avaliação de gradientes transversais, ou mesmo de gradientes longitudinais que não sejam orientados ao longo do maior eixo, no reservatório de Barra Bonita e que podem ser formados por processos hidrodinâmicos.

O ajuste de um modelo razoável ao semi-variograma experimental é um aspecto importante para as posteriores estimativas realizadas pela técnica de *krigagem*. O parâmetro mais importante, segundo MACKAS (1984) e ROBERTSON (1987), é o efeito pepita (*nugget effect*) que indica a quantidade de variância não explicada ou modelada pela correlação espacial (HALVORSON et al., 1994). O efeito pepita pode ser causado pela variabilidade intrínseca dos dados (variância amostral) ou pode indicar que a amostragem não foi realizada na escala espacial apropriada (LEGENDRE & FORTIN, 1989).

A atenção especial ao mapeamento através da *krigagem* e que está relacionada com as estratégias de amostragens futuras no reservatório de Barra Bonita refere-se ao fato de que esta técnica fornece mapas de erros das estimativas. De posse desses mapas, é possível verificar as zonas do reservatório que apresentam as maiores variabilidades e deste modo indicam as regiões onde as amostragens devem ser intensificadas e também as regiões onde um menor número de estações de coleta podem ser estabelecidas devido a menor variabilidade (SIMARD et al., 1992).

Baseando-se nos aspectos acima mencionados, o delineamento amostral apresentado na Figura 41 é proposto para o reservatório de Barra Bonita (a localização de cada estação de coleta seria obtida através da utilização de um

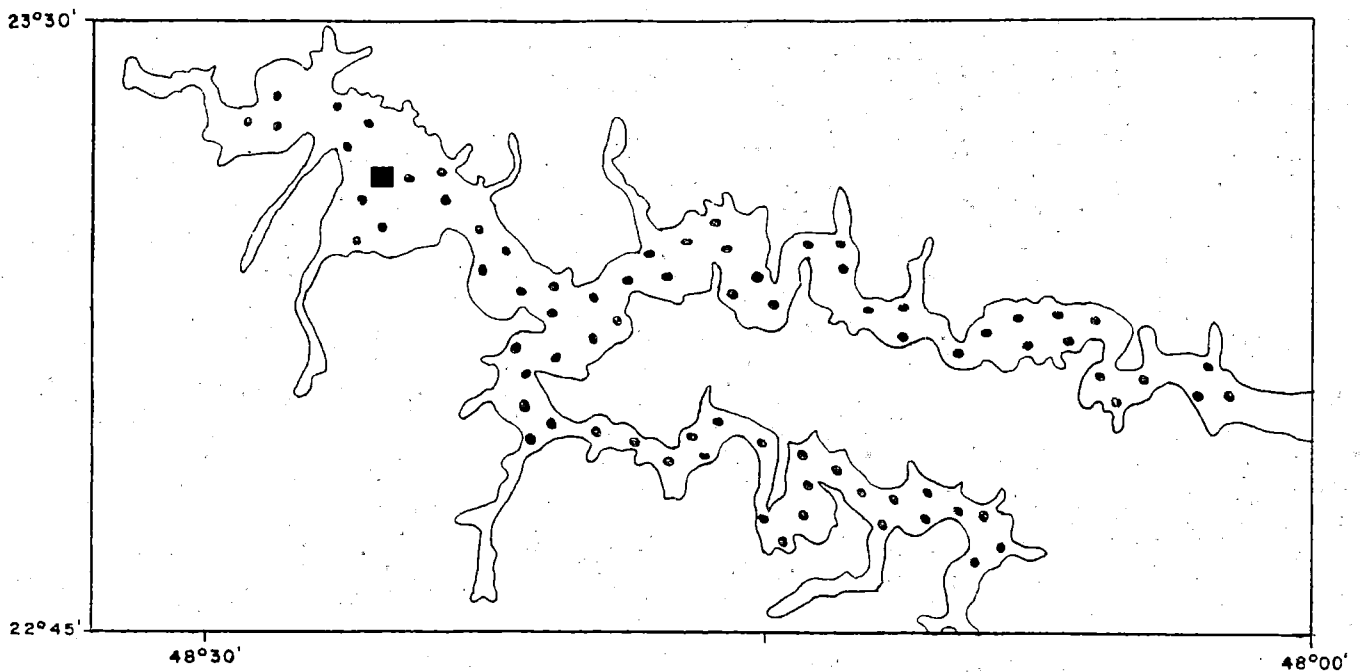


Figura 41 - Delineamento amostral proposto para descrição da variabilidade espacial do reservatório de Barra Bonita. Os círculos representam estações de coleta a serem estabelecidas horizontalmente, enquanto o quadrado mostra a localização da estação de coleta onde seriam realizadas coletas em profundidade.

aparelho de GPS (*Geographical Position System*). Com esse delineamento será possível i) delimitar com maior precisão as ecoregiões do reservatório de Barra Bonita; ii) verificar se a suposição isotrópica é razoável e iii) avaliar com maior precisão o efeito pepita. Em conjunto, mapas confiáveis (das estimativas e dos erros) seriam obtidos e então, numa segunda etapa, uma otimização do delineamento amostral poderia ser obtida levando-se em consideração também aspectos econômicos.

A Figura 41 mostra que o delineamento amostral proposto nesse estudo arranja as estações de coleta em agrupamentos sistemáticos. FORTIN et al. (1989), LEGENDRE et al. (1989) e PELLETIER & PARMA (1994) mostraram que esse delineamento é o que melhor pode representar (quando comparado com o aleatório ou sistemático), através da análise variográfica, a variabilidade espacial dos sistemas terrestres (FORTIN et al., 1989) e aquáticos (LEGENDRE et al., 1989; PELLETIER & PARMA, 1994).

Como as estruturas e as escalas de variação espacial obtidas para a maioria das variáveis nesse estudo foram gradientes que englobam pelo menos toda a área amostrada, os agrupamentos apresentados na Figura 41, distanciados uns dos outros regularmente, foram dispostos em todas as regiões do reservatório de Barra Bonita. Embora algumas variáveis importantes, como N-total e silicatos, tenham se apresentado na forma de manchas (ver análise de autocorrelação espacial) os agrupamentos, que possibilitam avaliar a variação em pequenas escalas espaciais, asseguram a adequada descrição da heterogeneidade espacial dessas variáveis (PINEL-ALLOUL & PONT, 1991).

CALIJURI & TUNDISI (1990) mostraram que as maiores diferenças das características limnológicas no reservatório de Barra Bonita ocorrem entre o inverno e o verão. Portanto, o estudo da dinâmica espacial do reservatório de Barra Bonita deve ser acoplado ao estudo da dinâmica temporal deste ambiente considerando as

duas épocas do ano citadas por CALIJURI & TUNDISI (1990). Além desse aspecto, é necessário avaliar também a variabilidade vertical desse reservatório. A Figura 41 mostra o local onde as coletas em profundidade poderiam ser feitas. Essa estação de coleta está mais ou menos localizada onde, provavelmente, existe uma compartimentalização vertical do reservatório de Barra Bonita.

A ACP mostrou que muitas das variáveis apresentam-se altamente correlacionadas ente si (por este motivo foi obtido uma alta porcentagem de explicação da variabilidade espacial do reservatório de Barra Bonita, ver resultados). Este fato é favorável visto que algumas variáveis "redundantes" poderiam ser suprimidas (CLARKE & AINSWORTH, 1993). Deste modo, o custo total da implantação do delineamento amostral sugerido nesse estudo seria reduzido.

Claramente, seria necessário um grande esforço para por em prática o delineamento amostral proposto. No entanto, os resultados obtidos poderiam fornecer subsídios bastante confiáveis para a implantação de um delineamento amostral otimizado para a realização de estudos futuros, como por exemplo, modelagem matemática e também para fins imediatos, ou seja, monitoramento da qualidade da água.

As técnicas de sensoriamento remoto e de sistema de informação geográfico (SIG) também podem ser utilizadas para análise do comportamento espacial e temporal de variáveis limnológicas oticamente ativas em reservatórios (LIRA et al., 1992; FELIX, 1993; STRAŠKRABA et al., 1993). No entanto, LIEBHOLD et al. (1993) ressaltam a falta de SIGs que incorporem as técnicas geoestatísticas que, como mostrado, são de fundamental importância para o entendimento da dinâmica espacial das variáveis ecológicas que não são oticamente ativas. O desenvolvimento de recursos computacionais que levem em consideração esse aspecto seria de grande valia para o estudo e manejo de reservatórios.

5.5. Classificação e ordenação de 23 reservatórios do Estado de São Paulo através de análises multidimensionais aplicadas aos dados obtidos pelo projeto "Tipologia de reservatórios do Estado de São Paulo"

5.5.1. Limnologia regional dos reservatórios - dados abióticos

A classificação de reservatórios é um pré-requisito básico e fundamental para o estabelecimento de estratégias de manejo e, principalmente, para o monitoramento destes ambientes (DOLMAN, 1990). Dentre os esquemas de classificação de reservatórios existentes, pode-se destacar o emprego de índices de estado trófico que são baseados em algumas poucas variáveis, tais como P-total, transparência da água, clorofila *a*, N-total, etc. Entretanto, a classificação de um reservatório obtida através do emprego desta abordagem é fortemente dependente da (s) variável (s) selecionada (s) e não do verdadeiro estado trófico do reservatório. Várias características que são exclusivas de reservatórios e inexistentes em lagos naturais, contribuem para a ineficácia do emprego dos índices de estado trófico, dentre as quais pode-se citar: i) a discrepância entre as estimativas do suprimento de nutrientes e a disponibilidade verdadeira de nutrientes para a produção primária ; ii) a influência de fatores (curto tempo de residência, limitada disponibilidade de luz, etc), não relacionados com a disponibilidade de nutrientes, na produtividade primária e iii) o alto grau de heterogeneidade espacial e temporal que os reservatórios apresentam (LIND et al., 1993).

Outros esquemas de classificação podem ser testados de acordo com um critério de classificação externo e pré-determinado. No presente estudo, as bacias hidrográficas nas quais os 23 reservatórios do Estado de São Paulo estão inseridos foi o primeiro critério externo de classificação utilizado. Os resultados da MANOVA indicaram que a fonte de variação bacia hidrográfica explica a maior parte da variabilidade limnológica encontrada entre os reservatórios estudados.

Assim, considerando a escala regional deste trabalho, pode-se fixar a bacia hidrográfica como um primeiro critério para a classificação dos reservatórios do Estado de São Paulo.

As diferenças encontradas entre as diferentes bacias hidrográficas podem ser explicadas seguindo uma abordagem hierárquica. Como as bacias hidrográficas dos rios Tietê, Paranapanema, Grande, Paraná e Pardo estão sujeitas a diferentes características geológicas, geomorfológicas e climáticas (Figuras 4, 5, 6) e também a diferentes graus de ação antrópica (Figura 7) pode-se supor que a interação de diferentes aspectos fisiográficos é o principal fator ecológico que determina as diferenças encontradas. Os resultados das ANOVAs univariadas também sugerem que a fisiografia é um fator importante que diferencia os reservatórios. De fato, os maiores valores da estatística F (para a fonte de variação bacia hidrográfica) foram observados para variáveis conservativas que indicam o grau de mineralização da água (Na, condutividade elétrica, K, Ca e Mg). MARGALEF (1975) também verificou que a fisiografia (principalmente geologia) foi o principal critério para a classificação dos reservatórios espanhóis e vários outros estudos tem demonstrado a influência da fisiografia e do uso e ocupação do solo nas características físicas, químicas e biológicas de diferentes ecossistemas aquáticos (LINKENS & BORMANN, 1974; SHERWOOD, 1986; OSBORNE & WILEY, 1988; HAMILTON & LEWIS, 1990; NEWMAN & SCHALLES, 1990; KRATZ et al., 1991; HENRY & GOUVEIA, 1993; SKOULIKIDIS, 1993; BARTARYA, 1993; CAMARGO et al., 1994; HUNSAKER & LEVINE, 1995).

Para cada mês de coleta uma Análise de Componentes Principais (ACP) foi empregada tendo em vista a significância do fator de variação temporal. Como era esperado os reservatórios da bacia do rio Tietê são os que apresentam o maior grau de mineralização da água, maiores teores de diferentes formas de N e P, silicatos e também águas menos transparentes. O principal fator que poderia explicar esse fato

é a poluição orgânica por fontes pontuais. No entanto, como já verificado pelas ANOVAs, as variáveis que mais discriminam os reservatórios (maior correlação com o CP I), em todas as épocas de coleta, foram as variáveis relacionadas com o grau de mineralização da água (condutividade elétrica, Ca, Mg, K e em alguns casos silicatos). Estas variáveis são conservativas e podem indicar a influência que os sistemas terrestres exercem sobre as características limnológicas dos reservatórios. Assim, pode-se inferir que a degradação das águas dos reservatórios da bacia do rio Tietê não se deve apenas as descargas de poluentes por fontes pontuais, mas também devido a fontes não pontuais advindas do sistema terrestre. Portanto, as estratégias de manejo da qualidade da água de reservatórios no Estado de São Paulo, principalmente os da bacia do médio rio Tietê, não devem ser baseadas somente no controle da poluição por fontes pontuais (TUNDISI et al., 1991).

ESTRADA (1975) empregou a ACP para ordenar 100 reservatórios espanhóis utilizando um conjunto de variáveis similar ao do presente estudo e também verificou a importância das variáveis relacionadas com o grau de mineralização da água para a discriminação dos reservatórios. Para fins práticos, MARGALEF (1983) aponta que somente com essas variáveis seria possível classificar os reservatórios. No presente estudo, a condutividade elétrica foi a variável, em três dos quatro meses estudados, que apresentou a maior correlação com o CP I. É importante enfatizar que a condutividade elétrica da água reflete uma série de fatores ecológicos que são úteis para a classificação e manejo dos reservatórios, tais como: concentrações de sólidos em suspensão e íons dissolvidos, padrões de estratificação vertical, poluição por fontes pontuais e não pontuais (DOCAMPO & BIKUÑA, 1991). Além disso, a condutividade elétrica é uma variável de fácil obtenção e de baixo custo, podendo assim ser utilizada para monitorar sinópticamente a qualidade da água dos reservatórios do Estado de São Paulo. TUNDISI (1981), por exemplo, utilizou a condutividade elétrica objetivando realizar uma primeira tipologia dos reservatórios

do Estado de São Paulo e notou que os reservatórios localizados em áreas densamente povoadas e com alto grau de industrialização apresentaram os maiores valores de condutividade. Por outro lado, os reservatórios localizados em áreas com baixa densidade populacional, altas altitudes e com vegetação densa na bacia de drenagem apresentaram baixos valores de condutividade elétrica da água.

A análise de autocorrelação espacial aplicada ao conjunto de dados do projeto Tipologia mostrou que as variáveis condutividade elétrica da água, Ca, Na e K apresentaram-se espacialmente estruturadas ao longo do espaço geográfico na forma de manchas. A similaridade entre os correlogramas é esperada tendo em vista as altas correlações entre essas variáveis. Outras variáveis, como por exemplo Mg, formaram gradientes ao longo do espaço geográfico. É interessante notar que a variação mensal dos coeficientes I de Moran, dentro de uma mesma classe de distância, pode ser considerada pequena. Portanto, as estruturas espaciais observadas para condutividade elétrica da água, Ca, Mg, Na e K são constantes ao longo do período estudado.

A presença de autocorrelação espacial significativa e positiva nas primeiras classes de distância para as variáveis condutividade elétrica da água, Ca, Mg, Na e K indica que os valores de F das ANOVAs acima citados podem ser viesados (superestimados), ou seja, os valores dos F s para cada ANOVA seriam, na verdade, menores se não existisse a autocorrelação espacial (JACQUEZ, 1989). Deste modo, as probabilidades associadas a esta estatística devem ser vistas com cautela. Por outro lado, CARPENTER et al. (1991) afirmam que a ANOVA, mesmo sob estas condições, fornece uma abordagem conveniente para calcular e comparar as variâncias dentro e entre grupos (no presente estudo, dentro e entre bacias hidrográficas).

Para solucionar o problema de dados positivamente autocorrelacionados numa ANOVA, LEGENDRE et al. (1990) desenvolveram um método não

paramétrico denominado *Contiguity-Constrained Permutational Analysis of Variance (COCOPAN)*. Neste método, a área total estudada é particionada aleatoriamente em regiões adjacentes e correspondentes ao tamanho das regiões observadas. A soma de quadrados dentro dos grupos (observada) é comparada com uma distribuição de soma de quadrados obtida por casualizações de Monte Carlo. Infelizmente, não foi possível empregar este método devido a impossibilidade da aquisição do pacote COCOPAN.

Neste estudo, a autocorrelação espacial positiva nas primeiras classes de distâncias pode ser considerada uma situação geral. Além dos problemas com os testes de significância, este fato apresenta vários outros aspectos interessantes para o entendimento da variabilidade espacial entre os reservatórios.

SOKAL et al. (1993) identificam dois tipos de autocorrelação espacial: a autocorrelação espacial inerente (verdadeira) e a espúria. No primeiro caso a autocorrelação é gerada por processos de contágio ou por interações entre as localidades. No segundo caso a autocorrelação espacial pode ser um artefato da análise quando esta é determinada em toda a área estudada sem considerar as diferentes regiões. Qualquer diferença entre as médias das regiões resultaria em uma maior homogeneidade dentro de regiões. Esta homogeneidade contribui para que a autocorrelação espacial positiva seja "identificada" quando na verdade pode-se assumir a independência entre as localidades dentro de uma mesma região.

A escala espacial, na qual a autocorrelação positiva está presente (160 a 190 km), sugere que essa propriedade se dá a nível de bacia hidrográfica, embora a análise tenha sido realizada em toda a região estudada e não dentro das bacias hidrográficas. Para a efetiva demonstração da presença de dados espacialmente autocorrelacionados, que invalidaria os testes de significância da ANOVA, a análise de autocorrelação deveria ser feita, como visto acima, dentro de bacias hidrográficas utilizando, basicamente, o teste de Mantel (SOKAL et al., 1993). Entretanto, o

número de reservatórios dentro de cada bacia hidrográfica não permite verificar se os padrões de autocorrelação espacial observados são inerentes ou espúrios. Por outro lado, é necessário ressaltar que os reservatórios do Estado de São Paulo, dentro das bacias hidrográficas, estão distribuídos ao longo do espaço geográfico na forma de "cascatas", sendo que a água de um reservatório qualquer de uma série qualquer de reservatórios é proveniente, em grande parte, de um reservatório localizado a montante. Esse fato denota a influência que um reservatório exerce sobre o seguinte e também que os padrões de autocorrelação identificados nesse estudo podem ser considerados inerentes (os reservatórios localizados dentro de uma mesma bacia hidrográfica não são independentes).

STRAŠKRABA (1990) e STRAŠKRABA et al. (1993) apontam diferentes aspectos do funcionamento ecológico de séries de reservatórios. Estes autores afirmam que a intensidade de influência de um reservatório sobre outro localizado a jusante depende da ordem do rio, do estado trófico e da distância entre os reservatórios. Neste estudo, os resultados da Análise de Autocorrelação Espacial indicam que reservatórios distanciados uns dos outros em até 100 km (limite superior da primeira classe de distância) são altamente interdependentes. Assim, as características limnológicas observadas em um determinado reservatório são dependentes dos processos que ocorrem no (s) reservatório (s) localizado (s) a montante.

Dentro deste contexto, o exemplo mais claro que pode ser citado neste estudo refere-se aos reservatórios localizados na bacia do rio Tietê. Pode-se observar através da ACP que existe um gradiente dentro da bacia do rio Tietê, ou seja, as concentrações das diferentes variáveis que indicam o grau de mineralização da água e eutrofização, em geral, diminuem no sentido Barra Bonita (BB) - Salto de Avanhandava (SA). Para as outras bacias essa situação não é claramente observada (Figuras 23, 24, 25 e 26). Essa diferença entre as bacias hidrográficas pode ser

explicada levando-se em consideração que o comportamento de uma variável limnológica, ao longo de um rio com vários reservatórios, dependerá da qualidade da água dos rios comparados, antes dos primeiros reservatórios das séries (PETRERE, 1994). Neste estudo, por exemplo, os reservatórios do rio Tietê funcionam como intensificadores do processo de autodepuração, que seria naturalmente observado caso não existissem reservatórios. Em bacias hidrográficas menos impactadas outros processos limnológicos que ocorrem dentro dos reservatórios e em suas bacias de drenagem individuais podem ser mais importantes que o processo de autodepuração. Desta forma os gradientes, tais como os do rio Tietê, não são observados. Por exemplo, os reservatórios localizados na bacia do rio Grande formam, de maneira geral, gradientes no sentido contrário aos observados para o rio Tietê, ou seja, os menores valores das variáveis importantes na determinação do CP I são encontrados nos primeiros reservatórios da série (Estreito e Jaguará).

Concluindo, (i) um critério para a classificação regional dos reservatórios do Estado de São Paulo estudados pode ser, simplesmente, as bacias hidrográficas nas quais estão inseridos. (ii) As variáveis que mais discriminam os reservatórios são aquelas relacionadas com o grau de mineralização da água. Outras variáveis, tais como diferentes formas de N e P, parecem estar mais relacionadas com processos que ocorrem a nível de reservatórios individuais (embora não tenham sido observados complexos ortogonais de variáveis, ou seja, a maioria das variáveis foram correlacionadas somente com o primeiro componente principal). (iii) Existe forte interdependência entre os reservatórios localizados em uma mesma bacia hidrográfica, no entanto, o comportamento das variáveis ao longo de cada bacia hidrográfica pode depender da qualidade da água antes da presença de reservatórios.

5.5.2. Dados bióticos

JACKSON (1993) mostra que os padrões de classificação e ordenação de unidades amostrais utilizando assembléias bióticas apresentam forte dependência dos protocolos e métodos multidimensionais adotados (eliminação de espécies com baixas frequências e abundâncias, transformação, padronização dos dados e função de parença). Geralmente um protocolo analítico é selecionado tendo como base experiências passadas e a suposição de que o método escolhido resume adequadamente a estrutura multidimensional dos dados. As dificuldades computacionais para manipular grandes matrizes poderia ser uma justificativa para essa abordagem. No entanto, com a disseminação dos computadores pessoais e a disponibilidade de pacotes que apresentam rotinas para a realização de análises multidimensionais, a justificativa apresentada acima parece ser infundada. Uma alternativa para esse problema é, então, a utilização e comparação de diferentes protocolos e métodos. Essa abordagem, empregada neste estudo, fornece evidências qualitativas da robustez dos resultados.

Existe uma extensa literatura que busca determinar os métodos multidimensionais que são mais apropriados para a ordenação e classificação de unidades amostrais com base na representatividade numérica de espécies pertencentes a uma assembléia. (FIELD et al., 1982; HINCH & SOMERS, 1987; MINCHIN, 1987; CLARKE & GREEN, 1988; WARWICK et al., 1988; OKSANEN & HUTTUNEN, 1989; LEPŠ & STRAŠKRABA, 1990; MATTEWS et al., 1991; GROWNS et al., 1992; PODANI, 1989; CLARKE, 1993; JACKSON, 1993; ZHANG, 1994). Aspectos gerais sobre a aplicação de métodos mutidimensionais podem ser encontrados em livros, tais como, DIGBY & KEMPTON (1987), GAUCH (1987) e LUDWIG & REYNOLDS (1988). JAMES & McCULLOCH (1990) revisam os principais métodos, seus objetivos e limitações.

A ordenação e classificação dos reservatórios do Estado de São Paulo com base na representatividade numérica de organismos planctônicos não é tão fácil

como a realizada para os dados abióticos. A presença de muitas espécies com representatividade nula em alguns reservatórios, a ocorrência de duplas ausências, a falta de relações lineares e a presença de espécies com valores discrepantes são alguns dos fatores que dificultam o emprego e a escolha dos métodos multidimensionais de ordenação e classificação. Assim, o presente item enfatiza esse estágio da análise dos dados bióticos do projeto "Tipologia".

A primeira decisão a ser tomada para a realização de uma análise multimensional com dados bióticos, onde cada espécie representa uma variável descritora, é se os dados devem ou não ser transformados. Embora a maioria dos métodos multidimensionais empregados apresentem um cunho exploratório (JAMES & McCULLOCH, 1990), CLARKE & AINSWORTH (1993) salientam que: "The use of Euclidean distance in the (normalised) environmental variable space is most effective if the data are approximately multivariate-normally distributed; that is, pairwise relationships (if present) are linear and the data are not markedly skewed on any of the variables axes."

Neste estudo, as análises realizadas sem transformação prévia dos dados apresentaram as seguintes características, para cada um dos métodos utilizados: i) na análise de agrupamentos hierárquica - de maneira geral, foram obtidos os maiores coeficientes de correlação cofenética; ii) nas análises de Coordenadas Principais, Correspondência e Componentes principais - foram as que mais resumiram a dimensionalidade dos dados; iii) no escalonamento multidimensional - os menores valores de *STRESS* foram observados. No entanto, essas análises, realizadas sem a transformação dos dados, pouco discriminaram os reservatórios e os padrões observados foram gerados somente por um pequeno número de espécies com grande abundância. Deste modo, as análises sem transformação prévia dos dados foram descartadas tendo em vista que as assembléias zooplancônicas estudadas apresentaram um elevado grau de dominância de algumas poucas espécies.

Além de fazer com que os dados apresentem relações e distribuições aproximadamente lineares e normais, respectivamente, o uso de transformações permite que um número maior de espécies e não somente as dominantes contribuam para a discriminação das unidades amostrais (CLARKE & GREEN, 1988; CLARKE, 1993). Este aspecto pode ser melhor visualizado através do EMNM. Com os dados não transformados foram observados os menores valores de *STRESS*, indicando que os padrões de similaridade entre os reservatórios podem ser representados num espaço bidimensional sem grande perda de informação. Salienta-se, porém, que esses baixos valores de *STRESS* foram obtidos somente porque um número reduzido de espécies participaram efetivamente das análises, o que torna injustificável o emprego de métodos multidimensionais. Com o uso de dados transformados os valores de *STRESS* aumentaram e em alguns casos indicaram também que as relações de similaridade entre os reservatórios não podem ser satisfatoriamente representadas num espaço bidimensional (ver os altos valores de *STRESS* para o EMNM empregado para rotíferos, Tabela XIV). Claramente, é necessário que os padrões de similaridade entre reservatórios, representados num espaço bidimensional, resumam da melhor maneira possível a estrutura multidimensional dos dados. Assim, foram escolhidas aquelas análises, baseadas em dados transformados, que apresentaram: i) o melhor poder de síntese e ii) a melhor discriminação dos reservatórios, num eixo bidimensional, com contribuição de um número maior de espécies.

Alguns pontos relacionados com a transformação dos dados devem ser ressaltados: i) a radiciação e a logaritmização dos dados buscam diminuir a amplitude de variabilidade dos dados, alterando cada observação sem base na amplitude do restante dos dados (ao contrário do que acontece com a padronização); ii) para a logaritmização dos dados que representam as abundâncias de espécies é sempre necessário a adição de uma constante para se evitar valores negativos e o

erro lógico quando a abundância de alguma espécie em uma determinada unidade amostral é igual a zero ($y_{ij}=0$) (FIELD et al., 1982; FERREIRA, 1994). Neste estudo, optou-se pelo não emprego de padronizações, assumindo que a abundância de cada uma das espécies foi obtida com a mesma unidade (número de indivíduos/tempo de arrasto) e que os valores absolutos (e não os relativos) apresentam significado ecológico.

Tomada a decisão de que os dados devem ser transformados o próximo estágio empregado neste estudo foi a escolha do coeficiente de parença. Existe uma grande quantidade de coeficientes de parença que, por este mesmo fato, tem causado certa controvérsia em se estabelecer qual é o melhor para um determinado estudo. FERREIRA (1994) realizou uma ótima revisão sobre as propriedades de vários coeficientes de parença (segundo o autor, medidas de semelhança) e ainda propôs um novo coeficiente denominado índice de diversidade compartilhada. Basicamente, a escolha de um coeficiente deve ser feita reconhecendo-se suas propriedades métricas, seu comportamento frente as características básicas dos dados em mãos, os objetivos do estudo e o seu desempenho frente ao método multidimensional empregado.

A escolha do método de agrupamento hierárquico, para a construção do dendrograma, é feita após a escolha do coeficiente de parença. Neste estudo, somente o método de agrupamento das UPGMA foi utilizado tendo em vista que este método, segundo ARDISSON et al. (1990), é o que fornece os maiores coeficientes de correlação cofenética, isto é, as maiores correlações entre a matriz de similaridade original e as similaridades contidas no dendrograma (valores cofenéticos).

Para a Análise de Agrupamentos Hierárquica o melhor coeficiente de parença para a maioria dos grupos zooplancônicos estudados foi a medida de Bray-Curtis com os dados transformados. Tal escolha foi feita levando-se em conta

os seguintes aspectos: i) obtenção dos maiores coeficientes de correlação cofenético e ii) os melhores padrões de classificação. Tais critérios foram também utilizados por SOKAL et al. (1987). Além disso, alguns trabalhos indicam que a medida de Bray-Curtis apresenta as seguintes propriedades desejáveis: i) robustez a duplas ausências; e ii) fornece maior peso as espécies mais abundantes (sem desconsiderar as espécies menos abundantes) (FIELD et al., 1982; WARWICK et al., 1988; KREBS; 1989).

O coeficiente de Canberra apresenta características opostas às explicitadas acima, ou seja, não é muito afetado pelas espécies mais abundantes, é indefinido na ocorrência de duplas ausências e seu valor é máximo (indicando que as amostras são completamente diferentes) quando uma espécie está presente em uma unidade amostral e ausente em outra (KREBS, 1989). O emprego do coeficiente de Canberra exige então que seja adicionada alguma constante (0,5 por exemplo) aos dados de assembléias bióticas para se evitar os problemas mencionados acima. Deve-se ressaltar também que cuidados adicionais devem ser tomados caso alguma transformação prévia seja requerida (por exemplo, caso a logaritmização seja adotada, uma constante maior que 1,0 deve ser usada; neste estudo, para o emprego do coeficiente de Canberra utilizou-se a transformação $\sqrt{y_{ij}+0,5}$, que não resulta em nenhum valor negativo ou igual a zero).

De modo geral, as soluções fornecidas com o emprego da métrica de Canberra apresentaram os menores coeficientes de correlação cofenético (excetuando-se o coeficiente para copépodos em fevereiro, Tabela XII). Além disso, os padrões de classificação gerados pela métrica de Canberra não atenderam os critérios de classificação estabelecidos para esse estudo (escolhendo-se um nível de corte médio para a formação dos grupos de reservatórios, o melhor dendrograma é obtido quando os grupos formados apresentam números similares de elementos, no

presente caso reservatórios; sendo uma situação indesejável quando a forma do dendrograma lembra uma "escada").

Os coeficientes de Canberra e Bray-Curtis são fortemente influenciadas pelo tamanho da amostra (WOLDA, 1981; KREBS; 1989). Porém em assembléias com baixa diversidade, como é o caso das assembléias aqui estudadas, KREBS (1989) aconselha o emprego dessas métricas:

Os dendrogramas obtidos através do coeficiente de Morisita-Horn para cladóceros (em fevereiro e maio; dados previamente transformados em $\log_{10}(y_{ij}+1)$) apresentaram os maiores coeficientes de correlação cofenético e/ou os melhores padrões de classificação e desta forma foram escolhidos para apresentação (ver resultados). WOLDA (1981) e KREBS (1989) sugerem o uso do coeficiente de Morisita visto que esse coeficiente é independente do tamanho amostral. WOLDA (1981) recomenda ainda o coeficiente de Morisita-Horn quando transformações logarítmicas são usadas, com o objetivo retirar o efeito da sensibilidade, que o coeficiente de Morista apresenta, quando ocorrem mudanças nas abundâncias das espécies mais comuns.

Com relação a aplicação da Análise de Agrupamentos Hierárquica, empregando o método de ligação UPGMA para a classificação dos reservatórios estudados, de acordo com a assembléia zooplancônica, as seguintes conclusões podem ser feitas:

i) as variáveis descritoras (no caso espécies zooplancônicas) das unidades amostrais (no presente estudo reservatórios) devem sofrer algum tipo de transformação para que os padrões de similaridade entre reservatórios não sejam dominados ou gerados por algumas poucas espécies mais abundantes; a escolha do tipo de transformação dos dados esta relacionada exatamente com este aspecto, por exemplo, a transformação que envolve a raiz-quadrada enfatiza as espécies abundantes e com abundâncias médias, enquanto a transformação logarítmica reduz a influência das

espécies dominantes na diferenciação das unidades amostrais através de um coeficiente de parença (CLARKE & GREEN, 1988). Qualquer que seja a transformação utilizada é necessário também adicionar uma constante aos valores que representam as abundâncias das espécies descritoras, com o objetivo de diminuir a influência das espécies ausentes no cálculo do coeficiente de parença. Espécies com ocorrências acidentais devem ser removidas da matriz original dos dados.

ii) os coeficientes de Bray-Curtis e Morisita-Horn foram os que melhor atenderam os critérios estabelecidos para a escolha dos coeficientes de parença (maior coeficiente de correlação cofenético e melhor padrão de classificação; SOKAL et al., 1987). Este resultado é congruente com grande parte da literatura disponível (WOLDA, 1981; FIELD et al., 1982; FAITH et al., 1987; CLARKE & GREEN, 1988; WARWICK et al., 1988; KREBS, 1989).

Com o objetivo de complementar os resultados fornecidos pela Análise de Agrupamentos Hierárquica com um esquema de classificação não hierárquico, a análise de agrupamentos *k-means* foi também realizada. Poucos estudos ecológicos empregam o método das *k-means* (LEGENDRE & LEGENDRE, 1983; DOLMAN, 1990), entretanto esta técnica é apropriada quando os conjuntos de unidades amostrais não podem ser satisfatoriamente classificados de acordo com um esquema hierárquico. Um indicativo para a falta de estruturas hierárquicas ocorre quando os coeficientes de correlação cofenético são menores que o limite arbitrário de 0,8 (SOKAL et al., 1987). É interessante notar que o método das *k-means* pode identificar automaticamente as associações de espécies responsáveis pela classificação das unidades amostrais (DOLMAN, 1990). E deste modo não é preciso transpor as linhas e colunas das matrizes para se obter as associações das espécies (o que é necessário quando um esquema de classificação hierárquico é utilizado).

Os resultados da *k-means* indicaram que não há grandes distinções quanto a composição específica zooplanctônica entre os reservatórios. Esse fato pode ser

explicado tendo em vista as ligações que existem entre as bacias hidrográficas estudadas. Em um estudo que envolva um número maior de reservatórios (como por exemplo os 52 reservatórios originalmente estudados pelo projeto "Tipologia") o emprego da análise de *k-means* pode ser indispensável para a classificação, uma vez que o arranjo dos reservatórios em grupos de acordo com métodos hierárquicos seria ainda mais difícil.

A análise da robustez e adequação dos diferentes métodos de ordenação também é frequente na literatura ecológica (ROHLF, 1972; MINCHIN, 1987; WARTENBERG et al., 1987; PEET et al., 1988; PODANI, 1989; JAMES & McCULLOCH, 1990; JACKSON, 1993).

Para todos os grupos zooplanctônicos e meses estudados as melhores ordenações dos reservatórios, segundo os critérios poder de síntese e discriminação, foram obtidas através do emprego do Escalonamento Multidimensional Não-Métrico (EMNM). Além dos critérios estabelecidos neste estudo vários outros pontos, discutidos abaixo, sugerem o uso dessa técnica, quando comparada com outras técnicas de ordenação.

As correlações de Spearman calculadas entre as abundância de cada espécie e as coordenadas dos reservatórios ao longo dos eixos de ordenação produzidos pelo EMNM indicam as espécies que, segundo ARDISSON et al. (1990), "*... most contributed to the formation of the reduced space, showing in this way their preponderant role as structuring agents of dominant assemblage*", de maneira similar ao que foi feito com os dados abióticos.

ROHLF (1972) verificou que o EMNM apresentou a maior correlação entre as distâncias geradas por esta técnica e as distâncias presentes na matriz de similaridade original. O Autor comparou o EMNM, ACoP e a ACP e mostrou também que ACoP (comparando-a com a ACP) apresenta melhores resultados quando existem lacunas (*missing values*) na matriz de dados originais (uma situação

comum em dados ecológicos). SOKAL et al. (1987) também observaram a maior capacidade que o EMNM apresenta em revelar, num espaço bidimensional, as distâncias originais contidas na matriz de similaridade.

MINCHIN (1987), trabalhando com dados simulados, comparou o EMNM, a AC "detrended", a Ordenação Gaussiana (OA), a ACP e a ACoP. As ordenações lineares, ACP e ACoP, foram descartadas tendo em vista que estas análises consideram somente combinações lineares das variáveis (no caso abundância das espécies). A Ordenação Gaussiana produz somente um eixo de ordenação e dessa forma é inadequada para classes de dados que apresentam mais de um gradiente. Segundo o Autor, a AC "detrended" também apresenta resultados insatisfatórios basicamente pelas propriedades do coeficiente de parença utilizado nessa técnica. Com maior detalhe, a métrica de Chi-quadrado utilizada na AC, fornece elevado peso para as espécies que apresentam baixas abundâncias e deste modo tende a exagerar a distinção entre as unidades amostrais que são caracterizadas por muitas espécies raras ou acidentais. A métrica de Chi-quadrado apresenta outros aspectos indesejáveis que são ressaltados por FAITH et al. (1987) e FERREIRA (1994). Finalmente, MINCHIN (1987) salienta que o EMNM foi o método que melhor representou a posição das unidades amostrais no espaço bidimensional simulado.

Além dos estudos comparativos citados acima, outros trabalhos demonstram empiricamente a validade do emprego do EMNM para conjuntos de dados similares aos do presente estudo (ARDISSON et al., 1990, GEHRKE et al., submetido, RIBEIRO, 1994).

Um ponto que deve ser ressaltado foram os altos valores de *STRESS* obtidos no presente estudo. Segundo CLARKE & GREEN (1988), o valor do *STRESS* aumenta conforme o número de espécies descritoras aumenta (neste estudo os maiores valores de *STRESS* foram obtidos para rotíferos, ou seja, a assembléia que apresenta maior riqueza específica). Em outras palavras há um aumento da

dimensionalidade do espaço de ordenação necessário para que os padrões de similaridade entre reservatórios sejam representados adequadamente. Para resolver esse problema é aconselhável que as espécies acidentais (com baixa frequência e abundância) sejam removidas da matriz de dados originais. Esse procedimento deve ser feito com cautela, considerando que em alguns casos essas espécies raras ou acidentais podem indicar algum processo ecológico importante. Neste estudo somente diagramas bidimensionais foram construídos para facilitar a comparação entre os diferentes métodos de ordenação. No entanto, a realização dos EMNM utilizando diagramas tridimensionais certamente diminuiria os valores de *STRESS*, melhorando, assim, os resultados fornecidos por esta técnica.

5.5.3. Relações entre as assembléias planctônicas e as características físicas e químicas dos reservatórios

O reconhecimento de fatores abióticos que controlam e/ou explicam a diversidade de organismos é uma preocupação constante dos estudos ecológicos (DOLÉDEC & CHESSEL, 1994). A característica básica dos dados obtidos por estes estudos é a divisão natural da matriz em conjuntos de variáveis (abundância de diferentes espécies e fatores abióticos; MANLY, 1986). A Análise de Correlação Canônica (ACC; HOTELLING, 1936) pode ser considerada o método mais antigo quando o objetivo do estudo é analisar tais conjuntos de dados. Apesar de suas limitações (principalmente ineficiência para dados que não são bem resumidos por combinações lineares; JAMES & McCULLOCH, 1990), a ACC tem sido aplicada em vários estudos de ecossistemas aquáticos com relativo sucesso (CASSIE & MICHAEL, 1968; McINTIRE, 1978; POORE & MOBLEY, 1980; VARIS, 1990;

1991a,b; VARIS et al., 1989). GITTENS (1985) faz uma extensa revisão sobre a ACC e mostra diferentes aplicações em ecologia.

Tendo em vista os requerimentos da ACC, dificilmente encontrados em dados ecológicos, outros métodos multidimensionais tem sido desenvolvidos e/ou aplicados pelos ecólogos.

A Análise Canônica de Correspondência (ACCor) e sua variação "detrended" (ACCorD), desenvolvida por ter BRAAK (1986), também é um método popular em estudos ecológicos que buscam relacionar as assembléias bióticas com fatores abióticos (características físicas e químicas do ambiente). Ao contrário da ACC, ACCor assume que as respostas das espécies frente as combinações lineares dos fatores ambientais são unimodais (apresentam a forma da curva de Gauss). No entanto, ter BRAAK (1986) e PALMER (1993) sustentam, respectivamente, que o método também é eficaz para relações espécies-ambiente que são monotônicas e assimétricas. Infelizmente este método não pode ser aplicado no presente estudo devido a impossibilidade em adquirir o programa CANOCO (ter BRAAK, 1986) que é específico para a realização da ACCor. Apesar da popularidade da ACCor, LEPSŠ et al. (1990), estudaram os ciclos anuais do plâncton e as condições físicas e químicas no reservatório Slapy (República Tcheca) através de diferentes técnicas multivariadas, incluindo a ACCor, e verificaram que os melhores resultados foram obtidos com as técnicas que assumem relações lineares entre as variáveis limnológicas abióticas e as biomassas das espécies.

Recentemente, DOLÉDEC & CHESSEL (1994) desenvolveram um novo método para a análise da relação espécie-ambiente denominado *co-inertia analysis*. O princípio básico do método consiste em realizar uma análise para cada conjunto de dados através de técnicas padrões de ordenação (por exemplo, Análise de Correspondência ou Análise de Componentes Principais) que visam encontrar eixos que maximizem a variabilidade dos dados. O próximo procedimento é posicionar os

os eixos multidimensionais obtidos pelas ordenações independentes de tal maneira que a covariância entre os novos escores das unidades amostrais seja máxima. Uma das principais vantagens do método é a possibilidade de analisar conjuntos de dados onde o número de variáveis é maior que o número de unidades amostrais ou observações, ao contrário do que acontece com a ACC, onde o número total de variáveis necessita ser menor que o número de observações. Para a ACC a quantidade de variáveis abióticas tem que ser bem menor que o número de espécies presentes na matriz de dados originais.

A estratégia proposta por FIELD et al. (1982), empregada em vários outros estudos, consiste em relacionar uma variável abiótica por vez com as coordenadas das unidades amostrais produzidas por um EMNM. Este procedimento não leva em consideração a estrutura multidimensional dos dados (CLARKE, 1993) e problemas com a aplicação simultânea de vários testes estatísticos estão presentes.

CLARKE & AINSWORTH (1993) apresentam um método que parte do princípio de que o objetivo principal não é somente relacionar os fatores abióticos com as abundâncias das espécies e sim verificar quais são os subconjuntos de variáveis abióticas que apresentam um diagrama de ordenação das unidades amostrais similar à configuração obtida pelos dados bióticos. Este procedimento supõe que unidades amostrais com características abióticas similares tenderiam a apresentar assembléias bióticas similares. O emprego do método envolve primeiramente a construção de duas matrizes de parença, uma para cada conjunto de variáveis. Para as variáveis bióticas a matriz de parença entre as unidades amostrais é calculada através do coeficiente de Bray-Curtis. Para um determinado subconjunto das variáveis abióticas a matriz de parença entre as mesmas unidades amostrais pode ser obtida através de distâncias euclidianas. Cada matriz de parença obtida através dos subconjuntos de variáveis abióticas é correlacionada (empregando o coeficiente de Spearman ou Kendall) com a matriz de parença

"biótica". Depois, dois EMNM são realizados separadamente utilizando cada uma das matrizes de parença. As configurações das unidades amostrais nos espaços bi-dimensionais formados pelos dois conjuntos de variáveis são comparados. O subconjunto de variáveis abióticas que fornece o diagrama de ordenação mais congruente com o diagrama produzido pelas abundâncias das espécies e que apresenta a maior correlação matricial é desta forma determinado e indica quais são as variáveis abióticas que estruturam a assembléia biótica estudada.

Ainda com o objetivo de relacionar duas classes de dados multidimensionais pode-se empregar a Análise de Procrustes (GOWER, 1975). No entanto, CLARKE & AINSWORTH (1993) não aconselham o uso deste método tendo em vista que os resultados, relações entre as ordenações fornecidas pelos dados abióticos e bióticos, dependem do número de dimensões escolhidas.

Outra abordagem que pode ser usada para relacionar dois conjunto de dados envolve a estatística Z ou r (quando a estatística Z é normalizada para variar entre +1 e -1) de Mantel (MANTEL, 1967; SOKAL, 1979, LEGENDRE & FORTIN, 1989; FORTIN & GUREVITCH, 1993; CAMARGO et al., 1994) e o teste de Mantel parcial (SMOUSE et al., 1986; LEGENDRE & TROUSSELLIER, 1988; DOUGLAS & MATTHEWS, 1992; ODEN & SOKAL, 1992) onde o efeito de um conjunto de variáveis é removido antes de se correlacionar outras duas matrizes de parença obtidas independentemente. O teste de Mantel examina as relações entre duas matrizes de maneira "similar" a um coeficiente de correlação convencional. A significância da estatística Z ou r não pode ser testada da maneira usual visto que os elementos das matrizes de parença não são independentes. Assim, a significância da estatística pode ser avaliada através de casualizações aleatórias das linhas e colunas de uma das matrizes. O teste de Mantel parcial permite avaliar, de maneira similar ao exposto acima, as relações entre três matrizes de dados. Basicamente, duas matrizes são correlacionadas, removendo-se o efeito de uma terceira matriz (ver

Metodologia). Desta forma, além da matriz de parença abiótica outra matriz, que relaciona geograficamente as unidades amostrais, por exemplo, pode ser usada para explicar os padrões de similaridade gerados pelos dados bióticos. Quando a estatística de Mantel é obtida entre uma matriz de parença de um conjunto qualquer de variáveis e uma matriz de distâncias geográficas, o valor da estatística corresponde a magnitude média da autocorrelação espacial do conjunto de variáveis em toda a área estudada (FORTIN & GUREVITCH, 1993).

No presente estudo, a primeira tentativa de relacionar os dados bióticos (assembléias zooplanctônicas) e dados abióticos foi feita através da aplicação da ACC. Para cada assembléia estudada, poucas espécies e variáveis abióticas foram correlacionadas com as combinações lineares de cada conjunto de variáveis. Este resultado indica que a maior parte da estrutura das assembléias zooplanctônicas dos reservatórios não pode ser explicada somente através dos fatores abióticos estudados e outros fatores, tais como as interações entre as espécies (herbivoria, competição, etc) podem estar atuando. ESTRADA (1978) nota que as relações globais entre espécies-ambiente em reservatórios podem mostrar somente fenômenos que ocorrem num nível muito geral. Outra explicação refere-se a presença de *lags* temporais, ou seja, as assembléias zooplanctônicas dos reservatórios não respondem prontamente as alterações ambientais. A presença de relações não lineares e/ou relações dos tipos *threshold*, *boundary*, etc (DUARTE, 1991), não descritas pela ACC, entre as espécies e os fatores abióticos também são explicações plausíveis. De qualquer maneira, as espécies que apresentaram correlações elevadas com a variável canônica podem ser estudadas com maior detalhe a fim de se testar (experimentalmente) suas respostas frente aos fatores abióticos (VARIS, 1990; 1991 a,b).

A outra abordagem empregada neste estudo incluiu, além dos fatores abióticos, a relação geográfica entre os reservatórios como uma nova variável explanatória. As relações das assembléias fitoplanctônicas dos reservatórios com os

fatores abióticos e geografia foram também estudadas. A estatística de Mantel (simples e parcial) foi utilizada para testar se as variações das distâncias nas matrizes de parença bióticas correspondem a variações das distâncias nas matrizes de parença abiótica e geográfica.

Os resultados das comparações matriciais indicaram que os padrões de similaridade entre os reservatórios que foram obtidos com rotíferos em fevereiro, copépodos em maio e a assembléia fitoplanctônica em fevereiro são congruentes com os padrões gerados pelas matrizes abiótica e geográfica. Assim, os padrões de variabilidade espacial de algumas assembléias planctônicas (rotíferos em fevereiro, copépodos em maio e fitoplâncton em fevereiro), em certas épocas do ano, podem ser explicados: i) pelos padrões de distribuição espacial das características abióticas dos reservatórios; ii) pela proximidade geográfica entre os reservatórios (possivelmente entre reservatórios pertencentes a uma mesma bacia hidrográfica) e iii) por processos que ocorrem somente a nível de reservatórios individuais (impossíveis de serem identificados por este estudo). Dependendo do grupo zooplanctônico e da época do ano os padrões de similaridade são correlacionados somente com a "geografia" (por exemplo, copépodos em fevereiro e cladóceros em maio) ou não correlacionados com nenhuma das matrizes explanatórias (por exemplo, cladóceros em fevereiro).

A variável "geografia" não é por si só uma explicação da distribuição espacial zooplanctônica. Entretanto, a correlação existente entre o espaço e a distribuição espacial dos organismos estudados indica que existe algum tipo de processo ecológico (também espacialmente estruturado) que influencia os padrões de distribuição dos organismos (LEDUC et al., 1992).

Outros fenômenos relacionados com a contigência histórica (não aleatórios) também podem explicar a grande variabilidade da densidade dos organismos estudados. No entanto, somente através de estudos em curtos períodos de tempo

associados com longas séries históricas de dados, seriam capazes de indicar os fatores responsáveis pelos padrões observados.

6. Conclusões

De forma geral, o presente estudo apresenta a seguinte conclusão: os métodos multidimensionais e geoestatísticos empregados foram adequados para o estudo comparativo de reservatórios, considerando as duas abordagens utilizadas, ou seja, as comparações "dentro" e "entre" reservatórios.

Para a abordagem "dentro" de reservatórios as seguintes conclusões podem ser estabelecidas:

i) a maior parte das variáveis estudadas nos reservatórios do Broa (grupos zooplanctônicos) e Barra Bonita (parâmetros limnológicos) apresenta-se espacialmente estruturada na forma de gradientes ao longo dos eixos longitudinais dos reservatórios. Os fenômenos de transporte (principalmente advecção), provavelmente, são os processos responsáveis por esses gradientes;

ii) cuidados em estabelecer relações causais entre as variáveis estudadas devem ser tomados uma vez que essas variáveis (e outras que venham a ser obtidas no futuro) apresentam um alto grau de autocorrelação espacial;

iii) é plenamente possível modelar os padrões de distribuição espacial da maioria das variáveis limnológicas estudadas nos reservatórios do Broa e Barra Bonita através de análises geoestatísticas;

Considerando a abordagem "entre" reservatórios pode-se estabelecer as seguintes conclusões:

- i) a bacia hidrográfica pode ser um critério para a classificação dos reservatórios do Estado de São Paulo de acordo com as variáveis limnológicas abióticas;
- ii) o grau de mineralização da água pode ser o principal fator responsável pela distinção dos reservatórios;
- iii) os padrões de classificação e ordenação dos reservatórios de acordo com os dados bióticos podem ser parcialmente explicados pelos dados abióticos e pelo relacionamento geográfico entre os reservatórios;

7. Referências Bibliográficas

221 ref

- AMARAL, B. D. **Habitats e fatores ambientais relacionados as comunidades de peixes do reservatório da UHE Mário Lopes Leão, Promissão (SP)**. Rio Claro, 1993. 89p. Dissertação (Monografia de Graduação) - Universidade Estadual "Júlio de Mesquita Filho".
- ARCIFA, M. S.; CARVALHO, M. A. J.; GIANESELLA-GALVÃO, S. M. F.; SHIMIZU, G. Y.; FROEHLICH, C. G.; CASTRO, R. M. C. Limnology of ten reservoirs in Southern Brazil. *Verh. Internat. Verein. Limnol.* v. 21, p. 1048-1053, 1981a.
- ARCIFA, M. S.; FROEHLICH, C. G.; GIANESELLA-GALVÃO, S. M. F. Circulation patterns and their influence on physico-chemical and biological conditions in Southern Brazil. *Verh. Internat. Verein. Limnol.* v. 21, p. 1054-1059, 1981b.
- ARDISSON, P. -L.; BOURGET, E.; LEGENDRE, P. Multivariate Approach to study species assemblages at large spatiotemporal scales: the community structure of the epibenthic fauna of the estuary and Gulf of St. Lawrence. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* v. 47, p. 1364-1377, 1990.
- ARMENGOL, J. Zooplankton crustaceans in Spanish reservoirs. *Verh. Internat. Verein. Limnol.* v. 20. p. 1652 - 1656. 1978.
- BARRELA, W. Princípios básicos na metodologia aplicada em estudos ambientais. In: *A terra gasta*. São Paulo, EDUC / Razão Social. 1992. p. 111-144.
- BARRELLA, W.; PETRERE, M. The influence of environmental factors on fish community structure in the Jacaré Pepira River, Brazil. In: COWX, I. G. ed. *Rehabilitation of freshwater fisheries*. U.K., Fishing News Books, 1994. Cap. 15, p. 161-170.
- BARTARYA, S. K. Hydrochemistry and rock weathering in a sub-tropical Lesser Himalayan river basin in Kumaun, India. *J. Hydrol.* v. 146, p. 149-174, 1993.
- BAUDO, R. Uncertainty in description of sediment chemical composition. *Hydrobiologia.* v. 176/177, p. 441-448, 1989.
- BAXTER, R. M. Environmental effects of dams and impoundments. *Ann. Rev. Ecol. Syst.* v. 8. p. 255 - 283. 1977.

- BEAUMORD, A. C. **As comunidades de peixes do rio Manso, Chapada dos Guimarães, MT: uma abordagem ecológica numérica.** Rio de Janeiro, 1991. 108p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal do Rio de Janeiro.
- BEFFY, J. L. Application de l'analyse en composantes principales a trois modes pour l'étude physico-chimique d'un écosystème lacustre d'altitude: perspectives en écologie. *Rev. Statistique Appliquée*, v. XXXX, n. 1, p. 37-56, 1992.
- BINI, L. M.; DINIZ-FILHO, J. A. F. Spectral decompositions in cluster analysis with applications to limnological data. *Acta Limnologica Brasiliensia*. no prelo.
- BINI, L. M. **Limnologia de alguns ecossistemas lóticos do Litoral Sul Paulista: aspectos físicos e químicos.** Rio Clarm, 1991. 67p. Dissertação (Monografia de Graduação) - Universidade Estadual "Júlio de Mesquita Filho".
- CÁCERES, O.; TUNDISI, J. G.; CASTELHAN, O. A. M. Residues of organochloric pesticides in reservoirs in São Paulo State. *Ciência e Cultura*. v. 39, n. 3, p. 259-264, 1987.
- CALIJURI, M. C.; TUNDISI, J. G. Limnologia comparada das represas do Lobo (Broa) e Barra Bonita - Estado de São Paulo: Mecanismos de funcionamento e bases para o gerenciamento. *Rev. Brasil. Biol.* v. 50, n. 4, p. 893-913, 1990.
- CAMARGO, A. F. M.; BINI, L. M.; SCHIAVETTI, A.; FERREIRA, R. A. R. Influencia de la fisiografía y de las actividades humanas en las características limnológicas de ríos del litoral sur paulista Brasil. *Tankay*, v. 1, p. 275-276, 1994.
- CARPENTER, S. R.; FROST, T. M.; KITCHELL, J. F.; KRATS, T. K.; SCHINDLERS, D. W.; SHEARER, J.; SPRULES, W. G.; VANNI, J. M.; ZIMMERMAN, A. P. Patterns of primary production and herbivory in 25 north american lake ecosystems. Cap. 5, p. 67 - 96. In: COLE, J.; LOVETT, G.; FINDLAY, S. eds. **Comparative analyses of ecosystems: patterns, mechanisms, and theories.** New York, Springer-Verlag, 374 p. 1991.
- CASAS, J. L. O.; MARTÍNEZ, P. Applicability of the OECD eutrophication models to Spanish reservoirs. *Verh. Internat. Verein. Limnol.* v. 22. p. 1521 - 1535. 1984.
- CASSIE, R. M.; MICHAEL, A. D. Fauna and sediments of an intertidal mud flat: a multivariate analysis. *J. exp. mar. Biol. Ecol.* v. 2, p. 1-23, 1968.
- CLARKE, K. R.; AINSWORTH, M. A method of linking multivariate community structure to environmental variables. *Mar. Ecol. Prog. Ser.* v. 92, n. 9, 205-219, 1993.

- CLARKE, K. R.; GREEN, R. H. Statistical design and analysis for a "biological effects" study. *Mar. Ecol. Prog. Ser.* v. 46, n. 30, p. 213-226, 1988.
- CLARKE, K. R. Non-parametric multivariate analyses of changes in community structure. *Australian Journal of Ecology*. v. 18, p. 117 - 143, 1993.
- CLIFF, A. D. ; ORD, J.K. *Spatial autocorrelation*. London: Pion Press. 1973. 177 p.
- COLE, J.; LOVETT, G.; FINDLAY, S. eds. *Comparative analyses of ecosystems: patterns, mechanisms, and theories*. New York, Springer-Verlag, 1991.
- CORTES, R. M. Seasonal pattern of benthic communities along the longitudinal axis of river systems and the influence of abiotic factors on the spatial structure of those communities. *Arch. Hydrobiol.* v. 126, n. 2, p. 85-103, 1992.
- COX, E. What is the basis for using diatoms as monitors of river quality ? In: WHITTON, B. A.; ROTT, E.; FRIEDRICH, G. eds. *Use of algae for monitoring rivers*. Innsbruck, Institut für Botanik, Universität Innsbruck, 1991. p. 33-40.
- CROWL, T. A.; SCHNELL, G. D. Factors determining populations density and size distribution of a freshwater snail in streams: effects of spatial scale. *Oikos*. v. 59, n. 3, p. 359-367, 1990.
- de LAFONTAINE, Y. Zooplankton biomass in the Southern Gulf of St. Lawrence: spatial patterns and the influence of freshwater runoff. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* v. 55, p. 617 - 635, 1994.
- DIGBY, P. G. N.; KEMPTON, R. A. *Multivariate Analysis of Ecological Communities*. London, Chapman and Hall, 1987.
- DINIZ-FILHO, J. A. F.; BINI, L. M. Space-free correlation between morphometric and climatic data: a multivariate analysis of africanized honey bees (*Apis mellifera* L.) in Brazil. **no prelo**.
- DINIZ-FILHO, J. A. F. **Variação geográfica de abelhas africanizadas (*Apis mellifera* L.) no Brasil**. Rio Claro, 1994. 125 p. Tese (Doutorado)- Instituto de Biociências - UNESP.
- DINIZ-FILHO, J. A. F. **Variação geográfica de caracteres quantitativos em *Lutosa brasiliensis* (Brunner Von Wattenwyl, 1888) (Orthoptera: Gryllacridoidea: Henicidae)**. Rio Claro, 1991. 98 p. Dissertação (Mestrado) - Instituto de Biociências - UNESP.

- DOCAMPO, L.; BIKUÑA, B. G. Analysis of the physico-chemical variables of the stream waters of Vizcaya (Basque Country): 1. mathematical model of conductivity. *Arch. Hydrobiol.* v. 122, n. 3, p. 351-372, 1991.
- DOLÉDEC, S.; CHESSEL, D. Co-inertia analysis: an alternative method for studying species-environmental relationships. *Freshwater Biology.* v. 31, p. 277 - 294, 1994.
- DOLMAN, W. B. Classification of Texas reservoirs in relation to limnology and fish community associations. *Transactions of the American Fisheries Society.* v. 119. p. 511 - 520. 1990.
- DOUGLAS, M. E.; MATTHEWS, W. J. Does morphology predict ecology? Hypothesis testing within a freshwater stream fish assemblage. *Oikos*, v. 65, p. 213-224, 1992.
- DOWNING, J. A. Comparing apples with Oranges: methods of interecosystem comparison. In: COLE, J.; LOVETT, G.; FINDLAY, S. eds. **Comparative analyses of ecosystems: patterns, mechanisms, and theories.** New York, Springer-Verlag, 1991. Cap. 3, p. 24-45.
- DUARTE, C. M. Variance and the description of nature. In: COLE, J.; LOVETT, G.; FINDLAY, S. eds. **Comparative analyses of ecosystems: patterns, mechanisms, and theories.** New York, Springer-Verlag, 1991. Cap. 15, p. 301-318.
- DUTILLEUL, P.; LEGENDRE, P. Spatial heterogeneity against heteroscedasticity: an ecological paradigm versus a statistical concept. *Oikos*. v. 66, n. 1, p. 152-170, 1993.
- ELLIOTT, J. M. **Statistical analysis of samples of benthic invertebrates.** Freshwater biological association. Scientific publication n. 25, 1979.
- E.P.A. Environmental Protection Agency. **GEOEAS - Geostatistical Environmental Assessment Software**, 1988.
- ESTEVEZ, F. A. **Fundamentos de limnologia.** Rio de Janeiro, Interciência/FINEP, 1988, 575 P.
- ESTEVEZ, F. A.; TOLENTINO, M. Identificação e caracterização de alguns grupos de represas do Estado de São Paulo, com base na composição química dos seus sedimentos. *Ciência e Cultura.* v. 38, n. 3. p. 540-545, 1986.

- ESTEVEES, F. A.; CAMARGO, A. F. M. Caracterização de sedimentos de 17 reservatórios do Estado de São Paulo com base no teor de feopigmentos, carbono orgânico e nitrogênio orgânico. **Ciência e Cultura**. v. 35, n. 5, p. 669-674. 1982.
- ESTEVEES, F. A. Levels of phosphate, calcium, magnesium and organic matter in the sediments of some Brazilian reservoirs and implications for the metabolism of the ecosystems. **Arch. Hidrobiol.** v. 96, n. 2. p. 129-138. 1983.
- ESTRADA, M. Relationships among biological and physicochemical parameters in Spanish reservoirs. **Verh. Internat. Verein. Limnol.** v. 20. p. 1642 - 1646. 1978.
- ESTRADA, M. Statistical consideration of some limnological parameters in Spanish reservoirs. **Verh. Internat. Verein. Limnol.** v. 19. p. 1849 - 1859. 1975.
- FAITH, D. P.; MINCHIN, P. R.; BELBIN, L. Compositional dissimilarity as a robust measure of ecological distance. **Vegetatio**, v. 69, p. 57 - 68, 1987.
- FELIX, I. M. **Modelos empíricos para a estimativa de variáveis limnológicas a partir de dados de sensoriamento remoto - reservatório de Barra Bonita - SP.** São José dos Campos, 1993. 186 p. Dissertação (Mestrado) - INPA.
- FERREIRA, A. M. **A medida da semelhança nas comunidades biológicas.** São Paulo, 1994. 133 p. Tese (Doutorado) - Centro de Ciências Biológicas e da Saúde, PPGERN, Universidade Federal de São Carlos.
- FERREIRA, A. M. Aplicação da análise de superfície de tendência canônica em estudos de monitoramento ambiental. p. 33-38. In: **Atas da 3ª escola de modelos de regressão.** Campinas: UNICAMP - ABE. 89 p. 1993.
- FIELD, J. G.; CLARKE, K. R.; WARWICK, R. M. A practical strategy for analysing multispecies distribution patterns. **Mar. Ecol. Prog. Ser.** v. 8, p. 37-52, 1982.
- FORD, D. E. Reservoir transport processes. p. 15 - 41. In: THORNTON, K. W., KIMMEL, B. L. and PAYNE, F. E. (eds). **Reservoir Limnology: Ecological perspectives.** New York: A Wiley-Interscience Publication. 1990. viii + 246 p.
- FORTIN, M. J.; DRAPEAU, P.; LEGENDRE, P. Spatial autocorrelation and sampling design in plant ecology. **Vegetatio**. v. 83, p. 209-222, 1989.
- FORTIN, M. J.; GUREVITCH, J. Mantel test: spatial structures in field experiments. p. 342 -359. In: SCHEINER, S. M.; GUREVITCH, J. (eds). **Design and analysis of ecological experiments.** New York: Chapman & Hall, Inc. 1993. xiv + 445 p.

- GANAPATI, S. V. Ecological problems of man-made lakes of South India. *Arch. Hydrobiol.* v. 71, n. 3. p. 363 - 380, 1973.
- GAUCH, H. G. *Multivariate Analysis in Community Ecology*. Cambridge, Cambridge Univ. Press, 1987.
- GEARY, R. C. The contiguity ratio and statistical mapping. p. 461 - 478 In: BERRY, B. J. L., MARBLE, D. F. *Spatial Analysis - a reader in statistical geography*. New Jersey: Prentice - Hall. 1968.
- GEHRKE; P. C.; BROWN, P.; SCHILLER, C. B.; MOFFATT, D. B.; BRUCE, A. M. River regulation and fish communities in the Murray-Darling river system, Australia. enviado.
- GIANESELLA-GALVÃO, S. M. F. Limnology of ten reservoirs in Shouthern Brasil, 1: Chorophyll-A and its relationships to dissolved nutrients. In: BICUDO, C. E. de M., TEIXEIRA, C. e TUNDISI, J. G. (eds). *Algas: a energia do amanhã*, São Paulo, IO-USP. p. 135-140. 1986.
- GIANESELLA-GALVÃO, S. M. F. Primary production in ten reservoirs in Southern Brazil. *Hydrobiologia*. v. 122, p. 81-88, 1985.
- GITTENS, R. *Canonical analysis*. A review with applications in Ecology. New York, Springer-Verlag, 1985.
- GOWER, J. Generalized procrustes analysis. *Psycometrika*. v. 40, p. 33-51, 1975.
- GREIG-SMITH, P. *Quantitative plant ecology*. 3.ed. Berkeley, University of California Press, 1983.
- GROWNS, J. E.; DAVIS, J. A.; CHEAL, F.; SCHMIDT, L. G. ROSICH, R.S.; BRADLEY, S. J. Multivariate pattern analysis of wetland invertebrate communities and environmental variables in Western Australia. *Australian Journal of Ecology*. v. 17, p. 275-288, 1992.
- HAASE, J.; POSSOLI, S. Estudo da utilização da técnica de análise fatorial na elaboração de um índice de qualidade da água: comparação entre dois regimes hidrológicos diferentes, RS. *Acta Limnológica Brasiliensia*. v. 6, p. 245-255, 1993.
- HALVORSON, J.J.; BOLTON, H., JR.; SMITH, J. L.; ROSSI, R. E. Geostatistical analysis of resource islands under *Artemisia tridentata* in the shrub-steppe. *Great Basin Naturalist*. v. 54, n. 4, p. 313-328, 1994.

- HAMILTON, S. K.; LEWIS, W. M. Jr. Basin morphology in relation to chemical and ecological characteristics of lakes on the Orinoco river floodplain, Venezuela. *Arch. Hydrobiol.* v. 119, n. 4, p. 393 - 425, 1990.
- HARRIS, J. R. *A primer of Multivariate Statistics*. New York: Academic Press. 1975. 332 p.
- HEAL, O. W.; GRIME, J. P. Comparative analysis of ecosystems: past lessons and future directions. In: COLE, J.; LOVETT, G.; FINDLAY, S. eds. *Comparative analyses of ecosystems: patterns, mechanisms, and theories*. New York, Springer-Verlag, 1991. Cap. 2, p. 9-23.
- HENRY, R.; GOUVEIA, L. Os fluxos de nutrientes e seston em cursos de água do alto Paranapanema (São Paulo) - Sua relação com usos do solo e morfologia das bacias de drenagem. *An. Acad. bras. Ci.* v. 65, n. 4, p. 439-451, 1993.
- HILL, M. O.; GAUCH, H. G. Detrended correspondence analysis: an improved ordination technique. *Vegetatio*. v. 42, p. 47-58, 1980.
- HINCH, S. G.; COLLINS, N. C. Relationship of littoral fish abundance to water chemistry and macrophytes variables in central Ontario lakes. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* v. 50, p. 1870-1878, 1993.
- HINCH, S. G.; SOMERS, K. M. An experimental evaluation of the effect of data centering, data standardization, and outlying observation on principal component analysis. *Coenoses*, v. 2, n.1, p. 19 - 23, 1987.
- HOTTELING, H. Analysis of a complex of statistical variables into principal components. *J. Educ. Psychol.* v. 24, p. 417-441, 1933.
- HOTTELING, H. Relations between two sets of variables. *Biometrika*. v. 28, p. 321-377, 1936.
- HUBERT, L. J.; GOLLEDGE, R. G.; CONSTANZO, C. M. Generalized procedures for evaluating spatial autocorrelation. *Geogr. Anal.* v. 13, n. 3. p. 224 - 223. 1981.
- HULBERT, S. H. Pseudoreplication and the design of ecological field experiments. *Ecol. Monog.* v. 54. n. 2. p. 187 - 211. 1984.
- HUNSAKER, C. H.; LEVINE, D. A. Hierarchical approaches to the study of water quality in rivers. *BioScience*, v. 45, n. 3, p. 193-203, 1995.
- JACKSON, D. A.; HARVEY, H. H. Fish and benthic invertebrates: community concordance and community-environmental relationships. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* v. 50, p. 2641-2651, 1993.

- JACKSON, D. A. Multivariate analysis of benthic invertebrate communities: the implication of choosing particular data standardizations, measures of association, and ordination methods. *Hydrobiologia*. v. 268, p. 9-26, 1993.
- JACKSON, D. Stopping rules in Principal Component Analysis: a comparison of heuristical and statistical approaches. *Ecology*. v. 74, n. 8, p. 2204-2214, 1993.
- JACKSON, R. B.; CANDWELL, M. M. The scale of nutrient heterogeneity around individual plants and its quantification with geostatistics. *Ecology*. v. 74, n. 2, p. 612-614, 1993.
- JACKSON, R. B.; CALDWELL, M. M. Geostatistical patterns of soil heterogeneity around individual. *Journal of Ecology*. v. 81, p. 683-692, 1993.
- JACQUEZ, G. M. **Implications of spatial autocorrelation in genetic and lake chemistry data.** Stony Brook: State University of New York. (Tese de doutoramento). 1989. 180 p.
- JAMES, F. C.; McCULLOCH, C. E. Multivariate analysis in ecology and systematics: panacea or Pandora's box. *Ann. Rev. Ecol. Syst.* v. 21, p. 129 - 166, 1990.
- JENSÉN, S.; VAN DER MAAREL, E. Numerical approaches to lake classification with special reference to macrophytes communities. *Vegetatio*, v. 42, p. 117-128, 1980.
- JENSÉN, S. Classification of lakes in southern Sweden on the basis of their macrophyte composition by means of multivariate methods. *Vegetatio*, v. 39, n. 3, p. 129-146, 1979.
- JENSÉN, S. Influences of transformations of cover values on classification and ordination of lake vegetation. *Vegetatio*, v. 37, n. 1, p. 19-31. 1970.
- JOHNSON, R. A., WICHERN, D. W. **Applied multivariate statistical analysis.** 3 ed. London: Prentice-Hall International, 1992. 642 p.
- KIMMEL, B. L.; LIND, O. T.; PAULSON, L. J. Reservoir primary production. p. 133 - 193. In: THORNTON, K. W., KIMMEL, B. L. and PAYNE, F. E. (eds). **Reservoir Limnology: Ecological perspectives.** New York: A Wiley-Interscience Publication. 1990. viii + 246 p.
- KRATZ, T. K.; BENSON, B. J.; BLOOD, E. R.; CUNNINGHAM, G. L.; DAHLGREN, R. A. The influence of landscape position on temporal variability in four North American ecosystems. *Am. Nat.* v. 138, n. 2, p. 355 - 378, 1991.

- KREBS, C. J. **Ecological methodology**. New York: Harper & Row. 1989. xii + 654 p.
- KRUSKAL, J. B.; WISH, M. **Multidimensional scaling**. London, Sage University Press, n. 11, 1978.
- LEDUC, A.; DRAPEAU, P.; BERGERON, Y.; LEGENDRE, P. Study of spatial components of forest cover using partial Mantel test and path analysis. **Journal of Vegetation Science**. v. 3, p. 69 -78, 1992.
- LEE, P. J. The theory and application of canonical trend surface. **J. Geol.** v. 77. p. 303 - 318. 1969.
- LEGENDRE, L.; COLLINS, C. D.; YENTSCH, C. M.; BEZDEK, J. C. CAMPBELL, J. W.; ESCOUFIER, Y.; ESTRADA, M.; IBANEZ, F. Numerical ecology: Developments for biological oceanography and limnology. p. 521- 528. In: LEGENDRE, P., LEGENDRE, L. (eds). **Developments in numerical ecology**. New York: Springer-Verlag. 1987. xii + 585 p.
- LEGENDRE, L.; LEGENDRE, P. **Numerical ecology**. Amsterdam: Elsevier Scientific Publishing Company. Developments in Environmental modelling. 1983, xvi + 419 p.
- LEGENDRE, P.; FORTIN, M. Spatial pattern and ecological analysis. **Vegetatio**. v. 80. p. 107 - 138. 1989.
- LEGENDRE, P.; TROUSSELLIER, M.; JARRY, V.; FORTIN, M. J. Design for simultaneous sampling of ecological variables: from concepts to numerical solutions. **Oikos**. v. 55, p. 30-42, 1989.
- LEGENDRE, P.; ODEN, N. L.; SOKAL, R. R.; VAUDOR, A.; KIM, J. Approximate analysis of variance of spatially autocorrelated regional data. **Journal of Classification**. v. 7, n. 1, p. 53 - 76. 1990.
- LEGENDRE, P.; TROUSSELLIER, M. Aquatic heterotrophic bacteria: Modeling in the presence of spatial autocorrelation. **Limnology and Oceanography**. v. 33, n. 5. p. 1055 - 1067. 1988.
- LEGENDRE, P. Spatial autocorrelation: trouble or new paradigm? **Ecology**. v. 74, n. 6, p. 1659-1673, 1993.
- LEPŠ, J.; STRAŠKRABA, M.; DESORTOVÁ, B.; PROCHÁZKOVÁ, L. Annual cycles of plankton species composition and physical chemical conditions in Slapy Reservoir detected by multivariate analysis. **Arch. Hydrobiol. Beih.** v. 33, p. 933-945, 1990.

- LEPŠ, J.; STRAŠKRABA, M. Classification of sequences in community ecology - three case studies. *Coenoses*, v. 5, n. 2, p. 69 - 77, 1990.
- LIEBHOLD, A. M.; ROSSI, R. E.; KEMP, W. P. Geostatistics and geographic information systems in applied insect ecology. *Annu. Rev. Entomol.* v. 38, p. 303-327, 1993.
- LIKENS, G. E.; BORMANN, F. H. Linkages between terrestrial and aquatic ecosystems. *BioScience*, v. 24, n. 8, p. 447 - 456, 1974.
- LIND, O. T.; TERRELL, T. T.; KIMMEL, B. L. Problems in reservoir trophic-state classification and implications for reservoir management. p. 57-67. In: STRAŠKRABA, M., TUNDISI, J. G., DUNCAN, A. (eds). **Comparative Reservoir Limnology and Water Quality Management**. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers. 1993. 291 p.
- LIRA, J.; MARZOLF, G. R.; MAROCCHI, A.; NAUGLE, B. A probabilistic model to study spatial variations of primary productivity in river impoundments. *Ecological applications*. v. 2, n. 1, p. 86 - 94, 1992.
- LOCKE, A.; SPRULES, W. G.; KELLER, W.; PITBLADO, J. R. Zooplankton communities and water chemistry of Sudbury area lakes: changes related to pH recovery. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* v. 51, p. 15-160, 1994.
- LUDWIG, J. A.; REYNOLDS, J. F. **Statistical ecology: a primer on methods and computing**. New York, John Wiley & Sons, 1988.
- MACKAS, D. L. Spatial autocorrelation of plankton community composition in a continental shelf ecosystem. *Limnol. Oceanogr.* v. 29, n. 3, p. 451-471, 1984.
- MAIER, M. H.; TAKINO, M. Limnologia de reservatórios do sudeste do Estado de São Paulo, Brasil. III. Qualidade da água. *B. Inst. Pesca.* v. 12, n. 1. p. 47-73. 1985 a.
- MAIER, M. H.; TAKINO, M. Limnologia de reservatórios do sudeste do Estado de São Paulo, Brasil. IV. Nutriente e clorofila *a*. *B. Inst. Pesca.* v. 12, n. 1. p. 75-102. 1985 b.
- MAIER, M. H.; TAKINO, M. Limnologia de reservatórios do sudeste do Estado de São Paulo, Brasil. V. Tipificação através de fatores abióticos e clorofila *a*. *B. Inst. Pesca.* v. 12, n. 1. p. 103-122. 1985 c.
- MAIER, M. H.; TAKINO, M., STEMPNIEWSKI, H. L. Avaliação toxicológica de metais em águas represadas do sudeste de São Paulo, Brazil. *B. Inst. Pesca.* v. 8, n. único. p. 119-130. 1981.

- MANLY, B. F. J. **Multivariate statistical methods: A primer**. London: Chapman & Hall. 1986. x + 159 p.
- MANTEL, N. The detection of disease clustering and a generalized regression approach. **Cancer Res.** v. 27, n. 1. p. 209 - 220. 1967.
- MARGALEF, R. **Limnología de los embalses españoles**. Madrid: Ministerio de Obras Públicas. 1976. 326 p.
- MARGALEF, R. **Limnología**. Barcelona: Omega. 1983. xiv + 1010.
- MARGALEF, R. Typology of reservoirs. **Verh. Internat. Verein. Limnol.** v. 19. p. 1841 - 1848. 1975.
- MARZOLF, R. G. Reservoirs as environments for zooplankton. p. 195 - 208. In: THORNTON, K. W., KIMMEL, B. L. and PAYNE, F. E. (eds). **Reservoir Limnology: Ecological perspectives**. New York: A Wiley-Interscience Publication. 1990. viii + 246 p.
- MATSUMURA-TUNDISI, T.; HINO, K.; CLARO, S. M.. Limnological studies at 23 reservoirs in southern part of Brazil. **Verh. Internat. Verein. Limnol.** v. 21. p. 1046 - 1053. 1981.
- MATTHEWS, G.; HEARNE, J. Clustering without a metric. **IEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence.** v. 13, n. 2, 1991.
- MATTHEWS, R.A.; MATTHEWS, G. B.; EHINGER, W. J. Classification and ordination of limnological data: a comparison of analytical tools. **Ecological Modelling.** v. 53, p. 167-187, 1991.
- McINTIRE, C. D. The distribution of estuarine diatoms along environmental gradients: a canonical correlation. **Estuarine and Coastal Marine Science.** v. 6, p. 447 - 457, 1978.
- McKONE, M. Statistical analysis of experiments conducted at multiple sites. **Oikos,** v. 67, n. 1, p. 184-186, 1993.
- MINCHIN, P. An evaluation of the relative robustness of techniques for ecological ordination. **Vegetatio,** v. 69, p. 89 -107, 1987.
- MORAN, P. A. F. Notes on continuous stochastic phenomena. **Biometrika.** v. 37. p. 17 - 23. 1950.
- MORRISON, D. F. **Multivariate Statistical Methods**. New York: MacGraw Hill. 1976. 415 p.

- NEFF, N. A., MARCUS, L. F. **A survey of multivariate methods for systematic.** New York: Privately published. 1980. x + 234 p.
- NEMEC, A. F. L.; BRINKHURST, R. O. Using the bootstrap to assess statistical significance in the Cluster Analysis of species abundance data. **Can. J. Fish. Aquat. Sci.** v. 45, p. 965-970, 1988.
- NETO, F. M. G.; GANZELI, J. P.; SAKURAI, K.; MELLO, O. S. Tendências de industrialização no interior do Estado de São Paulo. **Ambiente.** v. 2, n. 2, p. 74 - 78, 1988.
- NEWMAN, M. C.; SCHALLES, J. F. The water chemistry of Carolina bays: A regional survey. **Arch. Hydrobiol.** v. 118, n. 2, p. 147-168, 1990.
- NUSH, E. A. Comparative investigations on extent, causes and effects of eutrophication Western German reservoirs. **Verh. Internat. Verein. Limnol.** v. 19. p. 1871 - 1879. 1975.
- OBRDLIK, P.; GARCIA-LOZANO, L. C. Spatio-temporal distribution of macrozoobenthos abundance in the Upper Rhine alluvial floodplain. **Arch. Hydrobiol.** v. 124, n. 2, p. 205-224, 1992.
- ODEN, N. L.; SOKAL, R. R. An investigation of three-matrix permutation tests. **Journal of Classification** v. 9. p. 275 - 290. 1992.
- OKSANEN, J.; HUTTUNEN, P. Finding a common ordination for several data sets by individual differences scaling. **Vegetatio**, v. 83, p. 137 - 145, 1989.
- OSBORNE, L. L.; WILEY, M. J. Empirical relationships between land/use cover and stream water quality in a agricultural watershed. **Journal of Environmental Management.** v. 26, p. 9 -27, 1988.
- PALMER, M. W. Fractal geometry: a tool for describing spatial patterns of plant communities. **Vegetatio.** v. 75. p. 91 - 102. 1988.
- PALMER, M. W. Putting things in even better order: the advantages of canonical correspondende analysis. **Ecology.** v. 74, n. 8., p. 2215-2230, 1993.
- PATALAS, K.; SALKI, A. Spatial variation of crustacean plankton in lakes of different size. **Can. J. Fish. Aquat. Sci.** v. 50, p. 2626-2640, 1993.
- PATALAS, K.; SALKI, A. Crustacean plankton in lake Winnipeg: variation in space and time as a function of lake morphology, geology, and climate. **Can. J. Fish. Aquat. Sci.** v. 49, p. 1035 - 1059, 1992.

- PEET, R. K.; KNOX, R. G.; CASE, J. S.; ALLEN, R. B. Putting things in order: a the advantages of detrended correspondence analysis. **The American Naturalist**, v. 131, n. 6, p. 924 - 934, 1988.
- PELLETIER, D.; PARMA, A. M. Spatial distribution of Pacific halibut (*Hippoglossus stenolepis*): an application of geostatistics to longline survey data. **Can. J. Fish. Aquat. Sci.** v. 51, p. 1506 - 1518, 1994.
- PETRERE, M. As comunidades humanas ribeirinhas da Amazônia e suas transformações sociais. p. 32 - 68. In: DIEGUES, A. C. (org.). **IV Encontro de ciências sociais e o mar no Brasil**. São Paulo: PPCAUB-USP. 1992. 272 p.
- PETRERE, M. Síntesis sobre las pesquerías de los grandes embalses tropicales de America del Sur. **FAO - COPESCAL**. Cuba, 1994, 42 p.
- PIENITS, R.; SMOL, J. P. Diatom assemblages and their relationship to environmental variables in lakes from the boreal forest-tundra ecotone near Yellowknife, Northwest Territories, Canada. **Hydrobiologia**. v. 269/270, 391-404, 1993.
- PINEL-ALLOUL, B.; PONT, D. Spatial distribution patterns in freshwater macrozooplankton: variation with scale. **Can. J. Zool.** v. 69, p. 1557 - 1570, 1991.
- PLANAS, D. Distribution and productivity of the phytoplankton in Spanish reservoirs. **Verh. Internat. Verein. Limnol.** v. 19. p. 1860 - 1870, 1975.
- PODANI, J. Comparison of ordinations and classifications of vegetational data. **Vegetatio**. v. 83, p. 111 - 128, 1989.
- POORE, G. C.; MOBLEY, M. C. Canonical correlation analysis of marine macrobenthos survey data. **J. exp. mar. Biol. Ecol.** v. 45, p. 37 - 50, 1980.
- PRAT, N. Benthos typology of Spanish reservoirs. **Verh. Internat. Verein. Limnol.** v. 20. p. 1647 - 1651. 1978.
- PRYGIEL, J.; COSTE, M. The assessment of water quality in the Artois-Picardie water basin (France) by the use of diatoms indices. **Hydrobiologia**. v. 269/270, p. 343-349, 1993.
- RIBEIRO, M. C. L. B. **Conservação da integridade biótica das comunidades de peixes do Ribeirão Gama, APA GAMA - Cabeça de Veado, Distrito Federal**. Rio Claro, 1994. 176 p. Tese (Doutorado) - Instituto de Biociências - UNESP.

- ROBERTSON, G. P.; HUSTON, M. A.; EVANS, F. C.; TIEDJE, J. M. Spatial variability in a successional plant community: patterns of nitrogen availability. *Ecology*. v. 69, n. 5, p. 1517-1524, 1988.
- ROBERTSON, G. P. Geostatistics in ecology: interpolating with known variance. *Ecology*. v. 68, n.3, p. 744-748, 1987.
- ROHLF, F. J. An empirical comparison of three ordination techniques in numerical taxonomy. *Syst. Zool.* v. 21, p. 271-280, 1972.
- ROHLF, F. J. **NTSYS-Pc: Numerical Taxonomy and Multivariate Analysis System.** New York: Exeter publishers. 1989.
- ROSSI, R. E.; MULLA, D. J.; JOURNEL, A. G.; FRANZ, E. H. Geostatistical tools for modeling and interpreting ecological spatial dependence. *Ecological Monographs*. v. 62, n. 2, p. 277-214, 1992.
- RYDER, R. A. Ecological heterogeneity between north-temperate reservoirs and glacial lake systems due to differing succession rates and cultural uses. *Verh. Internat. Verein. Limnol.* v. 20. p. 1568 - 1574. 1978.
- SALVADO, H.; GRACIA, M. P. Response of ciliate populations to changing environmental conditions along a freshwater reservoir. *Arch. Hydrobiol.*, v. 123, n. 2, p. 239-255, 1991.
- SÃO PAULO (Estado). Instituto de Pesquisas Tecnológicas. **Mapa geológico do Estado de São Paulo.** Escala 1 : 500 000. São Paulo: IPT, 1981a, 2 vol.
- SÃO PAULO (Estado). Instituto de Pesquisas Tecnológicas. **Mapa geomorfológico do Estado de São Paulo.** Escala 1 : 500 000. São Paulo: IPT, 1981b, 2 vol.
- SETZER, J. **Atlas climático e ecológico do Estado de São Paulo.** São Paulo, Comissão Interestadual da Bacia do Paraná - Uruguai - CESP. p. 37, 1966.
- SHERWOOD, M. Impact of agriculture on surface water in Ireland. Part II - prospects for the future. *Environ. Geol. Water. Sci.* v. 9, n. 1, p. 11-14, 1986.
- SIEGFRIED, C. A.; BLOOMFIELD, J. A.; STHERLAND, J. W. Planktonic rotifer community structure in Adirondack, New York, U.S.A. lakes in relation to acidity, trophic status and related water quality characteristics. *Hydrobiologia*. v. 175, p. 33-48, 1989.
- SIMARD, Y.; LEGENDRE, P.; LAVOIE, G.; MARCOTTE, D. Mapping, estimating biomass, and optimizing sampling programs for spatially autocorrelated data: case study of the Northern shrimp (*Pandalus borealis*). *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* v. 49, p. 32-45, 1992.

- SIMARD, Y.; SAVARD, L. Variability, spatial patterns and scale of similarity in size-frequency distributions of northern shrimp (*Pandalus borealis*) and its migrations in the Gulf of St. Lawrence. **Can. J. Fish. Aquat. Sci.** v. 47, p. 794-804, 1990.
- SKOULIKIDIS, N. T. Significance evaluation of factors controlling river water composition. **Environmental Geology.** v. 22, p. 178-185, 1993.
- SMOUSE, P. E.; LONG, J. C.; SOKAL, R. R. Multiple regression and correlation extensions of the Mantel test of matrix correspondence. **Syst. Zool.** v. 35, n. 4. p. 627 - 632. 1986.
- SNEATH, P.H.A.; SOKAL, R. R. **Numerical taxonomy.** San Francisco, W. H. & Freeman, 1973, xv + 573 p.
- SOKAL, R. R.; ODEN, N. L. Spatial autocorrelation in biology. 1. Methodology. **Biol. J. Linn. Soc.** v. 10. p. 199-228. 1978 a.
- SOKAL, R. R.; ODEN, N. L. Spatial autocorrelation in biology. 2. Some biological applications of evolutionary and ecological interest. **Biol. J. Linn. Soc.** v. 10. p. 229 - 249. 1978 b.
- SOKAL, R. R.; ROHLF, F. J. The comparison of dendrograms by objective methods. **Taxon.** v. 11, p. 34 - 40, 1962.
- SOKAL, R. R.; ROHLF, F. J. **Biometry.** (2nd ed.). New York: W. H. & Freeman. 1981. xviii + 859 p.
- SOKAL, R. R.; ODEN, N. L.; THOMSON, B. A.; KIM, J. Testing for regional differences in means: distinguishing inherent from spurious spatial autocorrelation by restricted randomization. **Geographical Analysis,** v. 25, n. 3, p. 199 - 210, 1993.
- SOKAL, R. R. Testing statistical significance of geographic variation patterns. **Syst. Zool.** v. 28, n. 2, p. 227-232, 1979.
- SOKAL, R.R., UYTTERSCHAUT, H. Cranial variation in European populations: a spatial autocorrelation study at three times periods. **American Journal of physical anthropology.** v. 74, p. 21-38, 1987.
- SOKAL, R.R., UYTTERSCHAUT, H., RÖSING, F.W., SCHWIDETZKY, I. A classification of European skulls from three times periods. **American Journal of physical anthropology.** v. 74, p. 1-20, 1987.
- STRAŠKRABA, M.; TUNDISI, J. G.; DUNCAN, A. State-of-the-art of reservoir limnology and water quality management. p. 213 -288. In: STRAŠKRABA, M.,

- TUNDISI, J. G., DUNCAN, A. (eds). **Comparative Reservoir Limnology and Water Quality Management**. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers. 1993. 291 p.
- STRAŠKRABA, M. Limnological particularities of multiple reservoir series. **Arch. Hydrobiol. Beich.** v. 33, p. 677 - 678, 1990.
- STRIXINO, G.; TRIVINHO-STRIXINO, S. Chironomidae (Diptera) associados a sedimentos de reservatórios: significado dos diferentes povoamentos. **Anais do VI Seminário Regional de Ecologia**. UFScar. p. 151-168, 1991.
- TAKINO, M.; MAIER, M. H. Limnologia de reservatórios: proporções entre os principais ions e sua relação com a biomassa de fitoplâncton (clorofila *a*) em 17 reservatórios do sudeste do Estado de São Paulo, Brasil. In: BICUDO, C. E. de M., TEIXEIRA, C. e TUNDISI, J. G. (eds). **Algas: a energia do amanhã**, São Paulo, IO-USP. p. 163-182. 1986.
- ten CATE, J. H.; MAASDAM, R.; ROIJACKERS, R. M. M. Perspectives for the use of diatom assemblages in the water management policy of Overijssel (The Netherlands). **Hydrobiologia**. v. 269/270, p. 351-359, 1993.
- ter BRAAK, C. J. F. Canonical correspondence analysis: a new eigenvector technique for multivariate direct gradient analysis. **Ecology**. v. 67, n. 5, p. 1167-1179, 1986.
- THORNTON, K. W. Perspectives on reservoir limnology. In: THORNTON, K. W., KIMMEL, B. L. and PAYNE, F. E. (eds). **Reservoir Limnology: Ecological perspectives**. New York: A Wiley-Interscience Publication. 1990. viii + 246 p.
- TUNDISI, J. G.; TUNDISI, M. T.; ROCHA, O.; GENTIL, J. G.; NAKAMOTO, N. Primary production, standing-stock, of phytoplankton and ecological factors in a shallow tropical reservoir (Represa do Broa, São Carlos, Brasil). **Sem. Medio Ambiente y Represas**. v. 1, p. 138-172, 1977.
- TUNDISI, J. G.; MATSUMURA-TUNDISI, T. Limnologia comparada no Brasil. Pesquisas em desenvolvimento. **Ciência e Cultura**. v. 32. n. 11. p. 1451-1463. 1980.
- TUNDISI, J. G.; MATSUMURA-TUNDISI, T.; CALIJURI, M. C. Limnology and management of reservoirs in Brazil. p. 25 - 55. In: STRAŠKRABA, M., TUNDISI, J. G., DUNCAN, A. (eds). **Comparative Reservoir Limnology and Water Quality Management**. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers. 1993. 291 p.

- TUNDISI, J. G.; MATSUMURA-TUNDISI, T.; CALIJURI, M. C.; NOVO, E. M. L. Comparative limnology of five reservoirs in the middle Tietê River, S. Paulo State. *Verh. Internat. Verein. Limnol.* v. 24. p. 1489-1496. 1991.
- TUNDISI, J. G. (ed). *Limnologia e Manejo de Represas. Série Monografias em Limnologia*. Vol. I, Universidade de São Paulo, Escola de Engenharia de São Carlos. Centro de Recursos Hídricos e Ecologia aplicada, São Carlos, Tomo 1, 506 p. Tomo 2, 1988. 432 p.
- TUNDISI, J. G. Ambientes, represas e barragens. *Ciência Hoje*. Volume especial Eco-Brasil. p. 41-46. 1992.
- TUNDISI, J. G. Estratificação hidráulica em reservatórios e suas consequências ecológicas. *Ciência e Cultura*. v. 36. p. 1498-1504. 1984.
- TUNDISI, J. G. Key factors of reservoir functioning and geographic aspects of reservoir limnology. Chairman's overview. *Arch. Hydrobiol. Beih. Ergeb. Limnol.* v. 33. p. 645-646. 1990.
- TUNDISI, J. G. Limnologia de represas artificiais. *Boletim de Hidráulica e saneamento*. n. 11. 46 p. 1986a.
- TUNDISI, J. G. The Lobo (Broa) ecosystem. *Ciencia Interamericana* v. 25, p. 18-31. 1986 b.
- TUNDISI, J. G. *Produção primária, "standing-stock", fracionamento do fitoplâncton e fatores ecológicos em ecossistemas lacustres artificiais (Respresa do Broa, São Carlos)*. Ribeirão Preto, 1977. 409 p. Tese (Livre Docência) - Departamento de Biologia da Faculdade de Ciências e Letras de Ribeirão Preto.
- TUNDISI, J. G. Represas do Paraná superior: limnologia e bases científicas para o gerenciamento. p. 41-52. In: BOLTOVSKOY, A., LÓPEZ, H. L. (eds). *Conferencias de Limnologia*. La Plata: Instituto de Limnologia "Dr. R. A. Ringuelet". 1993a.
- TUNDISI, J. G. Theoretical basis for reservoir management. *Verh. Internat. Verein. Limnol.* v. 25, p. 1153-1156, 1993b.
- TUNDISI, J. G. Typology of reservoirs in Southern Brazil. *Verh. Internat. Verein. Limnol.* v. 21. p. 1031-1039, 1981.
- TUNDISI, T. M.; TUNDISI, J.; MATHEUS, C. E. Plankton studies in a lacustrine environment II. Spatial distribution of the zooplankton. *Ciência e Cultura*. v. 27, n. 3, p. 269-271, 1975.

- VARIS, O.; SIRVIÖ, H.; KETTUNEN, J. Multivariate analysis of lake phytoplankton and environmental factors. *Arch. Hydrobiol.* v. 117, n. 2, p. 163-175, 1989.
- VARIS, O. A canonical approach to diagnostic and predictive modelling of phytoplankton communities. *Arch. Hydrobiol.* v. 122, n. 2, p. 147-166, 1991 a.
- VARIS, O. Associations between lake phytoplankton community and growth factors - a canonical correlation analysis. *Hydrobiologia.* v. 210, p. 209-216, 1991 b.
- VARIS, O. Development of phytoplankton community in a restored eutrophic lake - A multivariate analysis. *Verh. Internat. Verein. Limnol.* v. 24, p. 693-697, 1990.
- WADE, K. R.; ORMEROD, S. J.; GEE, A. S. Classification and ordination of macroinvertebrate assemblages to predict stream acidity in upland Wales. *Hydrobiologia.* v. 171, p. 59-78, 1989.
- WARTENBERG, D.; FERSON, S.; ROHLF, F. J. Putting things in order: a critique of detrended correspondence analysis. *The American Naturalist*, v. 129, n. 3, p. 434 - 448, 1987.
- WARTENBERG, D. Canonical trend surface analysis: a method for describing geographic patterns. *Syst. Zool.* v. 34, n. 3. p. 259 - 279. 1985.
- WARTENBERG, D. **SAAP**: A Spatial Autocorrelation Analysis Program. New Jersey: D. W. 1989. 32 p.
- WARWICK, R. M.; CARR, M. R.; CLARKE, K. R.; GEE, J. M.; GREEN, R. H. A mesocosm experiment on the effects of hydrocarbon and copper pollution on a sublittoral soft-sediment meiobenthic community. *Mar. Ecol. Prog. Ser.* v. 46, n. 30, p. 181-191, 1988.
- WIEGLEB, G. Some applications of Principal Components Analysis in vegetation: ecological research of aquatic communities. *Vegetatio*, v. 42, p. 67-73, 1980.
- WILKINSON, L. **SYSTAT**: The system for statistics. Evanston: Systat inc. 1988. 822 p.
- WILLIAMS, W. R.; LAMBERT, J. M. Multivariate methods in plant ecology 1. Association Analysis in plant communities. *J. Ecol.* v. 47, p. 83-101, 1959.
- WOLDA, H. Similarity indices, samples size and diversity. *Oecologia*, v. 50, p. 296 - 302, 1981.

ZHANG, J. -T. A combination of fuzzy set ordination with detrended correspondence analysis: one way to combine multi-environmental variables with vegetation data. *Vegetatio*, v. 115, p 115-121, 1994.