



200207025

ESTRUTURA DE ABUNDÂNCIA DE UM TRECHO DA FLORESTA ESTACIONAL SEMIDECÍDUA NO MUNICÍPIO DE CAMPINAS, ESTADO DE SÃO PAULO: MATA RIBEIRÃO CACHOEIRA.

Roque Cielo Filho

Fernando Roberto Martins

Orientador

Este exemplar corresponde à redação final da tese defendida pelo(a) candidato (a)
Roque Cielo Filho
e aprovada pela Comissão Julgadora.

Fernando R. Martins
06/12/01

Tese apresentada ao Instituto de Biologia da Universidade Estadual de Campinas, para obtenção do título de Mestre em Biologia Vegetal

Campinas

2001

UNICAMP
BIBLIOTECA CENTRAL
SEÇÃO CIRCULANTE

UNIDADE	BC
N.º CHAMADA	T/UNICAMP
	C487e
	47709
PROJ.	837/02
C	<input checked="" type="checkbox"/>
PREL. #	R\$ 11,00
DATA	02-02-02
N.º CPU	

CM00162944-1

**FICHA CATALOGRÁFICA ELABORADA PELA
BIBLIOTECA DO INSTITUTO DE BIOLOGIA - UNICAMP**

C487e **Cielo Filho, Roque**
Estrutura de abundância de um trecho da floresta estacional
semidecídua no município de Campinas, estado de São Paulo:
mata ribeirão e cachoeira/Roque Cielo Filho. --
Campinas, SP:[s.n.], 2001

Orientador: Fernando Roberto Martins
Dissertação (mestrado) – Universidade Estadual de Campinas.
Instituto de Biologia.

1. Comunidade vegetal-estrutura. 2. Estimativas-previsão. 3.
Diversidade. I. Martins, Fernando Roberto. II. Universidade
Estadual de Campinas. Instituto de Biologia. III. Título.

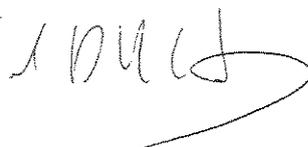
Data da Defesa: 06/12/2001.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Fernando Roberto Martins



Prof. Dr. John Du Vall Hay



Profa. Dra. Kikyo Yamamoto

Prof. Dr. Mario Antonio Gneri



Dedico esta tese à minha família

Agradecimentos

Ao CNPq pela bolsa concedida através do Curso de Pós Graduação em Biologia Vegetal da UNICAMP.

Ao CNPq pela estagiária cedida e auxílio para aquisição de material e ferramentas através do Projeto de Conservação e Utilização Sustentável da Diversidade Biológica Brasileira-PROBIO, sub-projeto: A Fragmentação e a Qualidade da Dieta do Primata Folívoro Endêmico da Floresta Atlântica.

Ao Prof. Dr. Fernando Roberto Martins (UNICAMP) pela orientação e confiança.

Ao Prof. Dr. Mario Antonio Gneri (UNICAMP) pelas conversas e esclarecimentos sobre o conteúdo estatístico do trabalho, elaboração do apêndice, leitura do trabalho na pré-banca e sugestões.

Ao Prof. Dr. Miguel Petrere Jr. (UNESP) pela leitura do trabalho na pré-banca e sugestões.

Ao Prof. Dr. John Du Vall Hay (UnB) pela leitura do trabalho na pré-banca e sugestões.

À Profª. Dra. Kikyo Yamamoto (UNICAMP) pela leitura do trabalho na pré-banca e sugestões.

À Ecóloga Ana Cláudia Mendes Malhado (UNESP) pela leitura do trabalho e sugestões.

À Bióloga Helena Mitiko Watanabe (CETESB) pela leitura do trabalho e sugestões.

Ao Prof. Dr. George John Shepherd (UNICAMP) pelas conversas e esclarecimentos sobre análise multivariada, ruído e erro amostral.

Ao Prof. Dr. Flavio Antônio Maês dos Santos (UNICAMP) pelas conversas e esclarecimentos em diferentes etapas do trabalho.

À Dra. Dionete Aparecida Santin (UNICAMP) pelos estagiários cedidos, pelo incentivo e apoio constantes e por ter me apresentado a Mata Ribeirão Cachoeira.

Ao Prof. Jorge Yoshio Tamashiro (UNICAMP) pelo auxílio na identificação das Mimosaceae e pelo fornecimento de materiais e informações úteis na fase de identificação.

Ao Prof. Dr. João Semir (UNICAMP) pelo auxílio na identificação das Bombacaceae e Asteraceae.

À Dra. Lúcia Kawasaki (Instituto de Botânica, SMA-SP) pelo auxílio na identificação das Myrtaceae.

Ao Dr. Osny Tadeu de Aguiar (IF, SMA-SP) pelo auxílio na identificação das Myrtaceae.

À Dra. Angela Sartori (EMBRAPA-Campo Grande) pelo auxílio na identificação das Fabaceae.

Ao Dr. Luís Carlos Bernacci (IAC) pela identificação das *Rapanea*.

À Dra. Sigrid Jung-Mendaçolli (IAC) pelo auxílio na identificação das Rubiaceae.

À Dra. Inês Cordeiro (Instituto de Botânica, SMA-SP) pelo auxílio na identificação das Euphorbiaceae.

À Dra. Lúcia Rossi (Instituto de Botânica, SMA-SP) pelo auxílio na identificação das Olacaceae.

Ao Dr. João Aurélio Pastori (IF, SMA-SP) pelo auxílio na identificação das Meliaceae.

Ao Dr. João Batista Baitello (IF, SMA-SP) pelo auxílio na identificação das Lauraceae.

Ao Prof. Dr. Ricardo Ribeiro Rodrigues (ESALQ-USP) pelo auxílio na identificação da Polygonaceae.

Ao Prof. Dr. Renato Goldenberg (UFPR) pela identificação da *Miconia*.

À minha família pelo incentivo e apoio de sempre.

À Helena Mitiko Watanabe pelo incentivo e companheirismo.

Ao Rômulo Campos, Ana Maria, Ana Lúcia, Ana Cristina, Ana Paula e Dona Cari pelo incentivo e carinho.

À Eunice Reis Batista e Fabiano Chiste pela ajuda nas etapas mais árduas dos trabalhos de campo, que contribuiu decisivamente para a realização deste trabalho.

À Denise Gaspar, Eunice Reis Batista, Fabiana Umetsu e Camila Iotte Donatte pelo ajuda na coleta de material botânico.

À Helena Mitiko Watanabe, Marisa Gesteira da Fonseca, Priscila Brochado Gomes, Roque Cielo, Roberto Aparecido dos Santos, Anderson Magno da Silva, Fabrício Fabri e Alexandre Fadigas pela ajuda nos trabalhos de campo.

À Lidyanne Yuriko S. Aona pela ajuda na edição das figuras.

Aos funcionários, sempre prestativos, do Departamento de Botânica e da Secretaria de Pós-Graduação em Biologia Vegetal da UNICAMP.

À Administração do Condomínio Colinas do Atibaia, por permitir o acesso à Mata Ribeirão Cachoeira e pelos esforços despendidos na conservação da área.

Aos colegas alunos pelo incentivo e ajuda.

Resumo

Em um trecho da Floresta Estacional Semidecídua (Mata Ribeirão Cachoeira, Campinas – SP), foram determinadas a precisão e suficiência amostral da estimativa dos parâmetros fitossociológicos usuais e identificados os fatores que influenciam na precisão. As implicações do erro amostral na análise visual do rol de abundância foram discutidas. As distribuições de abundância desta, e de outras 5 comunidades arbóreas tropicais, foram testadas contra as distribuições geradas por quatro modelos matemáticos: série geométrica, série logarítmica, normal logarítmico e vara quebrada (“broken stick”). O objetivo foi avaliar as relações estabelecidas empiricamente entre esses modelos com equilíbrio e riqueza elevada (normal logarítmico), estresse, perturbação e baixa riqueza (série logarítmica e série geométrica) e a inadequação do modelo da vara quebrada para vegetação. Outras características comunitárias (concentração de dominância e equabilidade), também foram avaliadas neste sentido. Em uma área de 6,474 ha na Mata Ribeirão Cachoeira, foram instaladas, aleatoriamente, 100 parcelas de 10 x 10 m, e estimados os parâmetros de densidade, dominância, frequência e IVI das espécies arbóreas (critério de inclusão de 5 cm de diâmetro à altura do peito). Para as espécies com cinco ou mais indivíduos, foi calculado o erro amostral dessas estimativas e o número de parcelas necessárias para não ultrapassar um erro amostral de 20%. A avaliação das relações entre os modelos de distribuição de abundância, concentração de dominância e equabilidade com riqueza, estresse e perturbação levou em consideração dados de abundância de quatro levantamentos de Florestas Estacionais Semidecíduas (duas em bom estado de conservação e duas perturbadas por fogo), e duas Florestas Higrófilas (estresse anaeróbico), todas de uma mesma região. A frequência é o descritor que apresentou a maior precisão, enquanto a menor precisão coube à dominância. A precisão das estimativas da densidade, frequência e dominância é influenciada pelo número de indivíduos amostrados e padrão espacial das espécies; a da dominância é

influenciada, adicionalmente, pela variação da área basal entre indivíduos; e a do IVI, por todos esses fatores combinados. Com base na literatura e dados apresentados sugere-se um esforço amostral mínimo de 110 parcelas de 10 x 10 m para estimativa de parâmetros fitossociológicos em Florestas Estacionais Semidecíduas. Com exceção de *Esenbeckia leiocarpa* não foi possível diferenciar as posições das espécies no rol de abundância, o que invalida as comparações entre esta e outras comunidades com base na posição ocupada pelas espécies no rol, ou entre espécies dentro da comunidade. Os modelos de distribuição de abundância não apresentaram relações consistentes com riqueza, perturbação ou estresse, enquanto a concentração de dominância foi maior nas comunidades submetidas a estresse e perturbação. O modelo da vara quebrada não ajustou para nenhuma comunidade. Nossos resultados sugerem que estes modelos de distribuição de abundância não são apropriados, ou pelo menos não são as melhores ferramentas, para detectar padrões relacionados à riqueza, estresse ou perturbação em comunidades arbóreas tropicais.

Abstract

In a stand of the Semi-deciduous Forest (Mata Ribeirão Cachoeira, Campinas – SP), the precision, the sampling sufficiency and the factors that influence the precision of the estimate of the usual phytosociological parameters were investigated. The implications of the sampling error to the visual analysis of the abundance rank were discussed. The abundance distributions of this, and of other five tropical arboreal communities, were tested against the distributions generated by four mathematical models: geometric, log-series, lognormal and broken stick. The objective was to evaluate the relationships established empirically among those models with equilibrium and high richness (lognormal), stress, disturbance and low richness (logseries and geometric) and the inadequacy of the broken stick model for vegetation. Other community characteristics (dominance concentration and evenness), were also evaluated in this sense. In an area of 6,474 ha of the Mata Ribeirão Cachoeira, one-hundred 10 x 10 m plots were randomly located. The density, dominance, frequency and IVI parameters were estimated for the arboreal species (trees $PBH \geq 15$ cm) and, for those with five or more individuals, the sampling error of those estimates and the number of plots necessary for not exceed a sampling error of 20% were calculated. The evaluation of the relationships among the models of abundance distribution, dominance concentration and evenness with richness, stress and disturbance took into consideration data of abundance of four surveys in Semi-deciduous Forests (two in good conservation state and two disturbed by fire), and two Hygrophyllous Forests (anaerobic stress), all in the same region. Frequency is the parameter that presented the largest precision, while the smallest precision was that of the dominance. The estimate's precision of the density, frequency and dominance is influenced by the number of sampled individuals and spatial pattern of the species; the one of the dominance is influenced, additionally, by the variation of the basal area among individuals; and the one of IVI, for all those combined factors. A number of 110 sample units of 10 x 10 m seems

a good general recommendation for phytosociological surveys of the Semi-deciduous Forest. Except for *Esenbeckia leiocarpa* it is not possible to differentiate the positions of the species in the abundance rank, what invalidates the comparisons among these and other communities based in the position occupied by the species in the rank, or among species into the community. The models of abundance distribution did not present consistent relationships with richness, disturbance or stress, while the dominance concentration was larger in communities submitted to stress or disturbance. The broken stick model did not fitted for any community. Our results suggest that these models of abundance distribution are not appropriate, or at least not the best tools, for detection of patterns related to richness, stress or disturbance in tropical tree communities.

Conteúdo

Introdução Geral	1
Referências Bibliográficas	5
CAPÍTULO 1: Precisão Estatística de Descritores da Estrutura de Abundância de uma Comunidade Arbórea de um Trecho da Floresta Estacional Semidecídua no Sudeste do Brasil	9
Resumo.....	10
Introdução	11
Área de estudo.....	15
Métodos.....	17
Resultados.....	24
Discussão.....	27
Literatura Citada	37
CAPÍTULO 2: Relações de abundância entre espécies de seis comunidades arbóreas tropicais no Sudeste do Brasil	61
Resumo.....	62
Introdução.....	63
Material e Métodos.....	68
Resultados.....	73
Discussão.....	75
Referências.....	81
Apêndice	88
Considerações Finais	107

Introdução Geral

Estimar a composição total da vegetação, comparar diferentes comunidades, correlacionar as diferenças encontradas com um ou mais fatores ambientais e investigar variações dentro de comunidades são os principais objetivos de descrições quantitativas (Greig-Smith 1983). Tais comparações e correlações permitem determinar os limites geográficos de formações vegetais (Silva & Shepherd 1986; Salis et al. 1995; van den Berg & Oliveira-Filho 2000), bem como formular hipóteses de trabalho sobre os processos que determinam a distribuição espacial das espécies vegetais (Torres et al. 1997).

A maior parte dessas comparações emprega métodos numéricos de análise multivariada aplicados a matrizes de dados binários (presença/ausência de espécies), oriundos de levantamentos florísticos de extensas áreas geográficas. Por outro lado, a abordagem quantitativa, a partir de dados obtidos de levantamentos fitossociológicos, é mais indicada para estabelecer relações entre áreas geograficamente próximas e/ou floristicamente parecidas (van den Berg & Oliveira-Filho 2000).

Os principais descritores quantitativos de vegetação arbórea têm sido densidade, frequência, dominância e a soma de seus valores relativos ou índice de valor de importância (IVI). Recentemente, alguns trabalhos têm aplicado os métodos numéricos de análise multivariada a matrizes de dados quantitativos como a densidade (Araújo et al. 1999) ou o IVI (van den Berg & Oliveira-Filho 2000). Quando se tem por objetivo a identificação de padrões através do levantamento de vários locais utilizando diversos descritores quantitativos e técnicas numéricas de análise, como no caso da fitossociologia atual, a precisão não é crucial pois o foco não é um local ou espécie em particular. Porém, quando se investigam variações na abundância de espécies entre comunidades ou dentro de uma mesma comunidade num dado momento ou ao

longo do tempo, então a precisão das estimativas torna-se importante, a amostragem deve ser aleatória (Greig-Smith 1983) e deve-se sempre apresentar o erro amostral associado a cada estimativa. Grande parte dos trabalhos de fitossociologia no Brasil tem adotado uma abordagem que combina a comparação entre as mesmas espécies em locais diferentes e entre espécies diferentes num mesmo local, através da análise visual do posto que cada espécie ocupa num rol de abundância, medida geralmente pelo IVI. Como essa abundância é obtida a partir da amostragem da vegetação, assume a característica de estimativa. Contudo, tais trabalhos não têm considerado a base estatística subjacente ao uso de amostragem para levantar dados da vegetação, nem as conseqüências implicadas na descrição da vegetação através de estimativas de parâmetros estatísticos.

A partir de uma amostra tomada aleatoriamente de um trecho de floresta natural o Capítulo 1 (Precisão Estatística de Descritores da Estrutura de Abundância de uma Comunidade Arbórea de um Trecho da Floresta Estacional Semidecídua no Sudeste do Brasil), tem por objetivo reunir, apresentar e aplicar a base estatística existente na determinação da precisão e suficiência amostral da estimativa dos parâmetros fitossociológicos; identificar os fatores que influenciam na precisão das estimativas; e avaliar as implicações do erro amostral na investigação de variações dentro de um mesmo local ou entre locais diferentes através da análise visual do rol de abundância.

Uma abordagem alternativa na análise de dados quantitativos oriundos de vegetação é o ajuste de modelos de distribuição de abundância. Os modelos básicos de distribuição de abundância são a série geométrica (Motomura 1932 *apud* Whittaker 1965), a série logarítmica (Fisher et al. 1943), o normal logarítmico (Preston 1948) e o da vara quebrada ou “broken stick” (MacArthur 1957). Como o ajuste aos diferentes modelos é influenciado pela riqueza e equabilidade, se os dados se ajustarem à distribuição gerada por um desses modelos, então um

parâmetro da distribuição pode ser usado como estimativa da diversidade (Greig-Smith 1983). Porém, esses modelos também são utilizados para fazer inferências sobre a organização comunitária, ou seja, sobre os processos ecológicos ou evolutivos que resultam numa dada estrutura de abundância. As distribuições de abundância geradas pelos diferentes modelos podem ser explicadas a partir de hipóteses biológicas (Magurran 1988), que pressupõem que a abundância de uma espécie seja proporcional à quantidade de recursos que ela utiliza e que, dessa forma, a estrutura de abundância refletiria a estrutura de nichos na comunidade (Sugihara 1980).

Por outro lado, hipóteses puramente estatísticas também têm sido utilizadas para explicar distribuições de abundância (May 1975), e críticas têm sido feitas às interpretações biológicas tradicionais (Ugland & Gray 1982). Em função dessas limitações, aqueles modelos passaram a ser utilizados sem evocar qualquer teoria, como ferramentas para detecção de padrões consistentes entre comunidades naturais que possam vir a auxiliar no entendimento da organização dessas comunidades. O modelo da vara quebrada tem dado bom ajuste em comunidades pequenas de organismos taxonomicamente relacionados (Pielou 1975; Magurran 1988), porém, comunidades vegetais, em geral, não se ajustam ao modelo (Whittaker 1965; Wilson 1991; Wilson & Gitay 1995; Watkins & Wilson 1994). O modelo normal logarítmico é freqüentemente encontrado em comunidades em equilíbrio constituídas por muitas espécies (Whittaker 1965; Hughes 1986; May 1975; Gray 1987), os modelos da série geométrica e série logarítmica ocorrem em comunidades pobres, perturbadas e em ambientes restritivos (Whittaker 1965, 1972; Gray 1987; MacArthur 1960). Contudo, as relações de abundância podem não refletir os mecanismos ecológicos que governam a organização comunitária (Watkins & Wilson 1994). Neste caso, outras características podem ser mais eficientes em revelar padrões.

No Capítulo 2 (Relações de abundância entre espécies de seis comunidades arbóreas tropicais no Sudeste do Brasil), os quatro modelos básicos de distribuição de abundância foram

ajustados aos dados de abundância de seis comunidades arbóreas com diferentes riquezas e sujeitas a diferentes condições ecológicas: comunidades em bom estado de conservação, comunidades perturbadas por fogo e comunidades em ambiente restritivo devido a estresse anaeróbico. Nas comunidades bem conservadas e/ou mais ricas espera-se ajuste ao modelo normal logarítmico, nas comunidades perturbadas, em ambientes restritivos e/ou mais pobres espera-se ajuste ao modelo da série logarítmica ou série geométrica. O modelo da vara quebrada não é esperado pois não prevê o desenvolvimento de dominância (Greig-Smith 1983). Além desses modelos, outros atributos comunitários serão testados: equabilidade, concentração de dominância e os parâmetros dos modelos que ajustarem às distribuições observadas, com objetivo de comparar suas capacidades de discriminação entre as comunidades.

Referências Bibliográficas

ARAÚJO, F. S. de. et al. Variações estruturais e florísticas do Carrasco no Planalto da Ibiapaba, estado do Ceará. **Revista Brasileira de Biologia**, São Carlos, v. 59, n. 4, p. 663-678, novembro. 1999.

FISHER, R. A. et al. The relation between the number of species and the number of individuals in a random sample of an animal population. **Journal of Animal Ecology**, New York, v. 12, n. 1, p. 42-58, maio. 1943.

GRAY, J. S. Species-abundance patterns. In: GEE, J. H. R.; GILLER, P. S. (Eds.). **Organization of communities: past and present**. Oxford: Blackwell Science, 1987.

GREIG-SMITH, P. **Quantitative plant ecology**. Oxford: Blackwell, 1983. 359 p.

HUGHES, R. G. Theories and models of species abundance. **The American Naturalist**, Chicago, v. 128, n. 6, p. 879-899, dezembro. 1986.

MacARTHUR, R. H. On the relative abundance of bird species. **Proceedings of the National Academy of Science**, Washington, v. 43, p. 293-295. 1957.

MacARTHUR, R.H. On the relative abundance of species. **The American Naturalist**, Chicago, v. 94, p. 25-36. 1960.

MAGURRAN, A. E. **Ecological diversity and its measurement**. Princeton: Princeton University Press, 1988. 179 p.

MAY, R. M. Patterns of species abundance and diversity. In: CODY, M. L.; DIAMOND, J. M. (Eds.). **Ecology and evolution of communities**. Cambridge: Belknap Press of the Harvard University Press, 1975. p. 81-120.

MOTOMURA, I. A statistical treatment of associations. **Japanese Journal of Zoology**, Japan, v. 44, p. 379-383. 1932.

PIELOU, E. C. **Ecological diversity**. New York: Wiley, 1975. 165 p.

PRESTON, F. W. The commonness and rarity of species. **Ecology**, Durham, v. 29, n. 1, p. 254-283, janeiro. 1948.

SALIS, S. M. et al. Floristic comparison of mesophytic semideciduous forests of the interior of the state of São Paulo, Southeast Brazil. **Vegetatio**, Dordrecht, v. 119, n. 2, p. 155-164, agosto. 1995.

SILVA, A. F. da; SHEPHERD, G. J. Comparações florísticas entre algumas matas brasileiras utilizando análise de agrupamento. **Revista Brasileira de Botânica**, São Paulo, v. 9, n. 1, p. 81-86, julho. 1986.

SUGIHARA, G. Minimal community structure: an explanation of species abundance patterns. **The American Naturalist**, Chicago, v. 116, p. 770-787. 1980.

TORRES, R. B. et al. Climate, soil and tree flora relationships in forests in the state of São Paulo, Southeastern Brazil. **Revista Brasileira de Botânica**, São Paulo, v. 20, n. 1, p. 41-49, junho. 1997.

UGLAND, K. I.; GRAY, J. S. Lognormal distributions and the concept of community equilibrium. **Oikos**, Copenhagen, v. 39, n. 2, p. 171-178, agosto. 1982.

VAN DEN BERG, E.; OLIVEIRA-FILHO, A. T. Composição florística e estrutura fitossociológica de uma floresta ripária em Itutinga, MG, e comparação com outras áreas. **Revista Brasileira de Botânica**, São Paulo, v. 23, n. 3, p. 231-253. 2000.

WATKINS, A. J.; WILSON, J. B. Plant community structure, and its relation to the vertical complexity of communities: dominance/diversity and spatial rank consistency. **Oikos**, Copenhagen, v. 70, n. 1, p. 91-98, maio. 1994.

WHITTAKER, R. H. Dominance and diversity in land plant communities. **Science**, Washington, v. 147, n. 1, p. 250-260, janeiro. 1965.

WHITTAKER, R. H. Evolution and measurement of species diversity. **Taxon**, v. 21, p. 213-251. 1972.

WILSON, J. B. Methods of fitting dominance/diversity curves. **Journal of Vegetation Science**, Knivsta, v. 2, n. 1, p. 35-46, fevereiro. 1991.

WILSON, J. B.; GITAY, H. Community structure and assembly rules in a dune slack: variance in richness, guild proportionality, biomass constancy and dominance/diversity relations. **Vegetatio**, Dordrecht, v. 116, n. 2, p. 93-106, agosto. 1995.

CAPÍTULO 1. Precisão Estatística de Descritores da Estrutura de Abundância de uma Comunidade Arbórea em um Trecho da Floresta Estacional Semidecídua no Sudeste do Brasil.^{1, 2}

¹ No formato da revista Journal of Tropical Ecology
² Tabelas e figuras no final do capítulo

RESUMO. Foi calculada a precisão e a suficiência amostral da estimativa dos parâmetros fitossociológicos usuais, identificando os fatores que influenciam na precisão e avaliando as implicações do erro amostral na análise visual do rol de abundância. Em uma área de 6,474 ha de Floresta Estacional Semidecídua foram instaladas, aleatoriamente, 100 parcelas de 10 x 10 m, e estimada a densidade, dominância, frequência e índice de valor de importância das espécies (diâmetro à altura do peito ≥ 5 cm). Calculou-se o erro amostral dessas estimativas e o número de parcelas necessário para não ultrapassar um erro amostral de 20%. A frequência apresentou a maior precisão, a menor precisão coube à dominância. A estimativa da densidade e frequência é influenciada pelo número de indivíduos e padrão espacial das espécies; a da dominância é influenciada, adicionalmente, pela variação da área basal entre indivíduos; a do índice de valor de importância, por todos esses fatores. Não é possível diferenciar as posições das espécies no rol de abundância, invalidando comparações entre esta e outras comunidades com base na posição ocupada pelas espécies no rol. Sugere-se um esforço amostral mínimo de 110 parcelas de 10 x 10 m para estimar parâmetros fitossociológicos em Florestas Estacionais Semidecíduas.

INTRODUÇÃO

A descrição da vegetação vem de longa data, sendo pioneiros os fitogeógrafos do início do século XIX (Velloso 1992) que utilizavam caracteres da fisionomia da vegetação como descritores. A fitofisionomia é a aparência geral da vegetação, resultante do predomínio de plantas com uma certa forma de crescimento (Cain & Castro 1959). Essas descrições formaram a base para a classificação da vegetação em escala global, inclusive as atuais, como a de Whittaker (1975) dos biomas mundiais.

A fitossociologia surgiu como um legado natural da fitogeografia (Anderson & Kikkawa 1986), devido à necessidade de uma classificação mais fina da vegetação, especialmente na Europa, onde o interesse dos pesquisadores era voltado à vegetação herbácea (Mueller-Dombois & Ellenberg 1974). A principal escola de fitossociologia aí desenvolvida foi a de Braun-Blanquet, que usa como descritores da vegetação a composição florística e a abundância das espécies, medida em uma escala semi-quantitativa, que combina cobertura e densidade (Braun-Blanquet 1979). A distinção entre as unidades fitossociológicas é feita através das espécies-diagnósticas. Estas podem ser espécies-caracteres, quando a unidade fitossociológica é definida por comunidades que incluem toda a amplitude de distribuição da espécie; ou espécies diferenciais, quando a unidade é definida por comunidades que incluem um dos limites de distribuição da espécie (Westhoff & van der Maarel 1978). Os dois conceitos são utilizados para determinar unidades fitossociológicas em níveis hierárquicos diferentes. O levantamento da vegetação é feito em um *relevé*, uma área delimitada em um trecho de vegetação homogênea, cujo tamanho mínimo é determinado pelo ponto de inflexão de uma curva do número cumulativo de espécies em relação ao tamanho da área (Mueller-Dombois & Ellenberg 1974).

As descrições assim geradas são tabuladas, cada *relevé* constituindo uma coluna da tabela.

Os *relevés* com as mesmas espécies-diagnósticas caracterizam uma unidade fitossociológica, chamada de associação ou sub-associação. Essas unidades são nomeadas de acordo com um código de nomenclatura fitossociológica (Barkman *et al.* 1986), num sistema de classificação hierárquico de caráter convencional (Mirkin 1989) e abrangência limitada por restrições biogeográficas e provenientes da dinâmica da vegetação (Mucina 1997). Atualmente, o tratamento de dados fitossociológicos é mais formal, feito através de algoritmos que utilizam métodos numéricos (classificação e ordenação) assistidos por computador. No passado, devido às dificuldades de análise, as principais escolas de fitossociologia tinham interesse apenas marginal em descritores quantitativos (Mucina 1997). A aplicação de métodos numéricos não só incentivou o uso de descritores quantitativos como também promoveu o desenvolvimento de novas abordagens visando tanto à descrição quanto ao entendimento da estrutura e dinâmica da vegetação, impulsionando o desenvolvimento teórico da ecologia de comunidades (Fisher & Bemerlein 1989).

O uso de descritores quantitativos originou-se na América de Norte devido à influência da teoria de sucessão de Clements (1916) sobre os pesquisadores norte-americanos, que passaram a se interessar pelas mudanças temporais ou dinâmicas da vegetação de extensas áreas geográficas. Contando-se o número de indivíduos de cada espécie em cada classe de tamanho, procurava-se prever o desenvolvimento futuro da floresta (Mueller-Dombois & Ellenberg 1974). A diferença de abordagem entre Europa e América do Norte seria devida às diferentes características de suas vegetações. Na Europa, o número de espécies arbóreas nativas é pequeno, atualmente a maior parte das florestas é plantada, e a atenção dos pesquisadores voltou-se ao estrato herbáceo e suas variações em resposta a mudanças em fatores ambientais em pequena escala. Em contraste, na América do Norte, especialmente no leste, o número de espécies arbóreas nativas era muito maior que na Europa, direcionando a atenção dos pesquisadores para a distribuição, diversidade e

dinâmica dessas espécies (Mueller-Dombois & Ellenberg 1974).

Quando se descreve quantitativamente a vegetação, os principais objetivos são: conhecer sua composição com vistas à comparação com outros locais ou com o mesmo local ao longo do tempo; associar as diferenças na vegetação com diferenças em um ou mais fatores ambientais; e investigar a variação da abundância de espécies no local estudado (Greig-Smith 1983). A descrição pode ser feita através de um censo, em que os elementos amostrais são medidos em toda a área amostral e são obtidos os valores reais dos descritores; ou através de amostragem, com a medição dos elementos amostrais em apenas uma parte da área amostral, obtendo-se uma estimativa dos valores reais dos descritores. Neste caso, a precisão da estimativa é dada pelo erro amostral, que, consensualmente, não deve ultrapassar 20% em florestas brasileiras (Morais & Scheuber 1997; Oliveira-Filho 1992). Quanto maior o tamanho da amostra, maior a precisão das estimativas (Greig-Smith 1983). Quando se tem por objetivo a identificação de padrões através do levantamento de vários locais utilizando diversos descritores quantitativos e técnicas numéricas de análise, como no caso da fitossociologia atual, a precisão não é crucial pois o foco não é um local ou espécie em particular. Porém, quando se investigam variações na abundância de espécies entre comunidades ou dentro de uma mesma comunidade num dado momento ou ao longo do tempo, então a precisão das estimativas torna-se importante, a amostragem deve ser aleatória (Greig-Smith 1983) e deve-se sempre apresentar o erro amostral associado a cada estimativa.

A quantidade de dados sobre vegetação no Brasil aumentou muito nas últimas décadas. Em 1986, em um dos primeiros trabalhos de cunho fitossociológico, Silva & Shepherd (1986) analisaram 32 listagens florísticas das Regiões Norte, Central e Sudeste; já em 2000, Oliveira-Filho & Fontes (2000) analisaram um conjunto de 125 listagens florísticas só da Região Sudeste. Esses dados constituem a base para as comparações que estão contribuindo para um melhor

conhecimento fitogeográfico do território nacional. A maior parte dessas comparações tem aplicado técnicas numéricas de análise multivariada à matrizes de dados binários (presença ou ausência de espécies), já os dados quantitativos, em geral, recebem outro tratamento. Os principais descritores quantitativos de vegetação arbórea têm sido densidade, frequência, dominância e a soma de seus valores relativos ou índice de valor de importância (IVI). Recentemente, alguns trabalhos têm aplicado métodos numéricos de análise multivariada a matrizes de dados quantitativos como a densidade (Araújo *et al.* 1999) ou o IVI (van den Berg & Oliveira-Filho 2000). Porém, grande parte dos trabalhos de fitossociologia tem adotado uma abordagem que combina a comparação entre as mesmas espécies em locais diferentes e entre espécies diferentes num mesmo local, através da análise visual do posto que cada espécie ocupa num rol de abundância, medida geralmente pelo IVI (Matthes *et al.* 1988; Meira-Neto *et al.* 1997; Pagano *et al.* 1995; Torres *et al.* 1994; entre outros). Esses descritores são estimados a partir da amostragem da vegetação, contudo, tais trabalhos não têm considerado a base estatística subjacente ao uso de amostragem para levantar dados da vegetação, nem as conseqüências implicadas na descrição da vegetação através da estimativa de parâmetros estatísticos. Considerando uma amostra aleatória tomada de um trecho da Floresta Estacional Semidecídua, os objetivos deste trabalho são: reunir, apresentar e aplicar a base estatística existente, porém dispersa na literatura, na determinação da precisão e suficiência amostral da estimativa dos parâmetros fitossociológicos e do índice de valor de importância; identificar os fatores que influenciam na precisão das estimativas; e avaliar as implicações do erro amostral na investigação de variações dentro de um mesmo local ou entre locais diferentes através da análise visual do rol de abundância.

ÁREA DE ESTUDO

Localização e tipo de vegetação

A Mata Ribeirão Cachoeira é o segundo maior fragmento florestal de Campinas, com 244,89 hectares (Santin 1999). Está localizada na Área de Proteção Ambiental (APA) dos Distritos de Sousas e Joaquim Egídio, dentro do Condomínio Colinas do Atibaia, coordenadas 46° 55' 58" W e 22° 50' 13" S. O fragmento é atravessado no sentido leste-oeste pelo Ribeirão Cachoeira que deságua no Rio Atibaia (figuras 1 e 2). A cobertura vegetal pode ser classificada como Floresta Estacional Semidecídua (Veloso 1992) devido a sua composição por fanerófitos, a estacionalidade climática e a deciduidade observada em algumas espécies.

Clima, relevo e solo

O clima da região é subtropical de altitude com verão quente e úmido e inverno seco. A precipitação média anual está em torno de 1700 mm e a temperatura média anual é de 20,5°C. A temperatura mínima máxima pode chegar a 0,6°C em junho e julho e a temperatura média máxima ocorre entre os meses de dezembro a fevereiro e é de 35,8°C (Miranda 1996). O relevo é marcado por morrotes paralelos e morros e morrotes com declividade de 10 a 20% e de 12 a maiores que 45% respectivamente (Instituto Geológico 1993). O solo é Podzólico Vermelho Amarelo (Oliveira *et al.* 1979).

Área amostral.

A área amostral possui 6,474 ha e situa-se na porção meridional da mata, na margem esquerda do Ribeirão Cachoeira (figura 2). A escolha dessa área foi feita com auxílio de fotografia aérea em escala 1:25000 e caminhadas em seu interior. O critério de escolha foi a

amplitude da variação topográfica e da fisionomia da vegetação, portanto, evitou-se extremos como declividades muito acentuadas ou clareiras muito grandes. A vegetação desse trecho tem como extremos fisionômicos as clareiras de um lado e, de outro, a floresta de dossel contínuo a uma altura de aproximadamente 15 a 18 m com indivíduos emergentes de até 30m. Não há sinais de perturbações antrópicas recentes na área.

MÉTODOS

Amostragem

A amostragem foi feita através do método de parcelas múltiplas (Daubenmire 1968), utilizando a técnica de aleatorização restrita proposta por Greig-Smith (1983). Foi utilizado um sistema de eixos e tomado como eixo principal parte da trilha que margeia o ribeirão em uma extensão de 400 m. Como a trilha é sinuosa foram medidas as inflexões e comprimentos dos segmentos de seu traçado com bússola de mira e trena. Os pontos de inflexão foram marcados com estacas. As coordenadas referentes à localização de cada parcela foram obtidas sorteando-se um número para o eixo principal, no sentido L-O, e outro para o eixo secundário de 200 m, no sentido N-S. Três picadas de referência de 200 m cada foram abertas no sentido N-S para facilitar a instalação das parcelas. Com os dados do eixo principal e as coordenadas foi desenhado um mapa, em escala 1:1000, com a localização das parcelas e picadas de referência. Esse mapa auxiliou na instalação das parcelas na área amostral e demais trabalhos de campo e é apresentado aqui, numa versão reduzida, em escala 1: 2860 (figura 3). Foram instaladas 100 parcelas de 10 x 10 m, com vértices demarcados por estacas permanentes de cano de PVC.

Coleta de dados

Os dados foram coletados no período de julho a dezembro de 1999. Dentro das parcelas, as árvores com diâmetro do tronco a 1,3 m de altura ou altura do peito (DAP) maior ou igual a 5 cm foram marcadas com plaquetas de alumínio numeradas e medidas (DAP) com fita métrica. Individuos ramificados abaixo de 1,3 m de altura foram incluídos desde que pelo menos uma das ramificações tivesse 5 cm de DAP e, nesse caso, todas as ramificações foram medidas. Foram definidos *a priori* dois lados de inclusão e dois de exclusão que foram os mesmos para todas as

parcelas, assim, indivíduos que tocaram o limite da parcela nos lados de inclusão foram incluídos e os que o tocaram nos lados de exclusão foram excluídos. A identificação foi feita no campo, com base em caracteres vegetativos e reprodutivos. Amostras foram coletadas para identificação em laboratório, através de chaves de identificação e comparação com material do Herbário da Universidade Estadual de Campinas (UEC) e, com auxílio de especialistas. As espécies foram coletadas em período reprodutivo para obtenção de material testemunho, incorporado ao acervo do Herbário UEC. Os dados foram processados em microcomputador, utilizando-se o programa Fitopac (Shepherd 1996) para obtenção dos parâmetros fitossociológicos (Mueller-Dombois & Ellenberg 1974).

Cálculos

A taxa de amostragem (TA) representa a proporção da área amostrada em relação à área total considerada para a tomada da amostra:

$$TA = a/A = (1/6,474) = 0,1545$$

onde:

a = área amostrada (neste caso, 100 parcelas de 10 x 10m = 1 ha);

A = área considerada para a tomada da amostra.

Se a taxa de amostragem, expressa em percentagem, for maior que 5%, como no caso em estudo, a área amostral deve ser considerada finita e a TA deve ser considerada no cálculo do erro padrão da média (Zar 1999). Para cada espécie com cinco ou mais indivíduos, foram calculados os valores médios, por parcela, da densidade, frequência, dominância e IVI, além da variância, erro padrão e intervalo de confiança da média a 95% de probabilidade. Calcularam-se então, o erro amostral e o número mínimo estimado de unidades amostrais para se obter um erro amostral de no máximo 20%.

As fórmulas usadas foram as seguintes:

$$D_e \text{ média} = N_e/n$$

e

$$DO_e \text{ média} = G_e/n$$

onde:

$D_e \text{ média}$ = densidade média da espécie e;

N_e = número total de indivíduos da espécie e;

n = número de parcelas;

$DO_e \text{ média}$ = dominância média da espécie e;

G_e = área basal total da espécie e.

O erro padrão estimado da $D_e \text{ média}$ e $DO_e \text{ média}$ é dado por:

$$s_x = [(s^2/n).(1-TA)]^{0,5}$$

onde:

s_x = erro padrão da média estimado;

s^2 = variância calculada da forma usual (Zar 1999).

Se tomarmos várias amostras aleatórias, com reposição, de uma mesma comunidade o número de parcelas em que determinada espécie ocorre terá distribuição binomial (Greig-Smith 1983). Isso permite considerar p, a proporção de parcelas em que a espécie ocorre em uma única amostra, como uma estimativa da média de uma população de valores de p obtidos de um conjunto de amostras e, considerando uma área amostral finita, estimar o erro padrão dessa estimativa como (Zar 1999):

$$s_x = [(pq/(n - 1)).(1 - TA)]^{0,5}$$

Uma vez que p é a frequência da espécie, têm-se:

$$F_e = p = Y_e/n$$

onde:

F_e = frequência da espécie e ;

Y_e = número de parcelas em que a espécie e ocorre;

$q = 1 - p$.

Para o cálculo da média e variância do IVI, utilizou-se o método de valores relativos fragmentados (Morais & Scheuber 1997), em que o valor de IVI de cada espécie em cada parcela é composto pela soma dos valores relativos fragmentados da densidade, dominância e frequência da espécie em cada parcela:

$$DRF_{ep} = X_{ep}/T$$

$$DORF_{ep} = g_{ep}/GT$$

$$FRF_{ep} = v_{ep}/V$$

$$IVIF_{ep} = DRF_{ep} + DORF_{ep} + FRF_{ep}$$

onde:

DRF_{ep} = densidade relativa fragmentada da espécie e na parcela p ;

X_{ep} = número de indivíduos da espécie e na parcela p ;

T = número total de indivíduos de todas as espécies em todas as parcelas;

$DORF_{ep}$ = dominância relativa fragmentada da espécie e na parcela p ;

g_{ep} = área basal da espécie e na parcela p ;

GT = área basal total de indivíduos de todas as espécies em todas as parcelas;

FRF_{ep} = frequência relativa fragmentada da espécie e na parcela p ;

v_{ep} = presença/ausência da espécie e na parcela p (1 ou 0 respectivamente);

V = soma de presenças de todas as espécies em todas as parcelas;

$IVIF_{ep}$ = IVI fragmentado da espécie e na parcela p .

Sobre o $IVIF_{ep}$ aplicou-se a transformação angular arcoseno $(IVIF_{ep})^{0.5}$ para o cálculo da média, variância e erro padrão da média, que foi calculado da mesma forma que para a densidade e dominância médias.

Uma vez obtido o erro padrão da média para todos os parâmetros e para o IVI, o intervalo de confiança foi calculado com as fórmulas abaixo. Os valores médios não transformados do IVI e dos limites inferior e superior de seu intervalo de confiança foram obtidos através do quadrado do seno dos respectivos valores em graus.

$$d = s_{\bar{x}} \cdot t_{0,05(2),n-1}$$

$$LI = \text{média} - d$$

$$LS = \text{média} + d$$

onde:

d = semiamplitude do intervalo de confiança;

$t_{0,05(2),n-1}$ = valor bilateral da distribuição de t de "Student" ($\alpha = 5\%$, g.l. = $n-1$, n = número de parcelas);

LI = limite inferior;

LS = limite superior.

O erro amostral da média EA foi calculado como:

$$EA = 100d/\text{média}$$

A estimativa do número de parcelas necessário para obter-se um EA de, no máximo, 20%, considerando uma área amostral infinita, foi feita através da fórmula abaixo. A aplicação dessa

fórmula exige uma iteração dos valores de t , cuja escolha depende do número de graus de liberdade e , portanto, do próprio n estimado (Zar 1999).

$$n_{\text{est}} = s^2 \cdot t^2 / D^2$$

onde:

n_{est} = número de parcelas estimado para obter-se um EA de no máximo 20%;

$D = (20/100)$ média, ou seja, 20% do valor da média.

A estimativa do número de parcelas para se obter um EA de no máximo 20% com correção para uma área considerada na amostragem como finita N_{est} foi feita através da fórmula:

$$N_{\text{est}} = n_{\text{est}} / (1 + (n_{\text{est}} - 1) / Z)$$

onde:

N_{est} = número de parcelas estimado para obter-se um EA de no máximo 20% com correção para uma área amostral finita;

$Z = \text{Área amostral} / \text{área de uma parcela}$, ou seja, o número de parcelas que caberia em toda a área amostral.

O cálculo do EA e N_{est} do IVI considerou os valores da s^2 e da média do IVIF_{ep} transformados, ou seja, em graus.

Para avaliar a influência do padrão espacial das espécies no erro amostral das estimativas dos parâmetros foi calculado o índice de agregação de Morisita, através da fórmula (Morisita 1971):

$$I_{ge} = n \sum [X_{ep} \cdot (X_{ep} - 1)] / [N_e(N_e - 1)]$$

I_{ge} = Índice de agregação da espécie e ,

$p = 1, 2, \dots, n$.

O I_g varia de menos que um até n (número de parcelas); seu valor é maior que um, se o padrão espacial é agregado; tende a um, se o padrão é aleatório; e é menor que um se o padrão é regular (Greig-Smith 1983). Calculou-se o I_g apenas para as espécies que ocorreram com mais de um indivíduo em pelo menos uma parcela. A probabilidade associada aos desvios foi verificada para um nível de significância de 5% entrando com o valor da fórmula:

$$(I_{ge} \cdot (N_e - 1) + n - N_e) / (n - 1)$$

numa tabela de F com $n_1 = n - 1 = 99$ e $n_2 = \infty$ (Greig-Smith 1983).

A variação da área basal das espécies entre indivíduos foi utilizada para investigar os fatores envolvidos no erro amostral da dominância e IVI e determinada através do coeficiente de variação da área basal, calculado com segue:

$$CV_{ge} = s_{ge} / x_{ge}$$

onde:

s_{ge} = desvio padrão da área basal da espécie e ;

x_{ge} = área basal média da espécie e .

A correlação entre o valor do índice de agregação e o erro amostral das estimativas de todos os parâmetros foi calculada para cada espécie, bem como a correlação entre o desvio padrão da distribuição de área basal entre indivíduos e o erro amostral da estimativa da dominância e IVI. Utilizou-se para isso o coeficiente de correlação de Spearman (Zar 1999).

O termo suficiência amostral foi utilizado neste trabalho como um atributo da amostragem (tamanho da amostra), capaz de garantir que o erro amostral das estimativas não ultrapasse um valor preestabelecido, no caso, 20 % da média.

RESULTADOS

No hectare representado pelas 100 parcelas aleatórias, foram amostradas 118 espécies em um total de 1080 indivíduos, dos quais 914 pertencem a 39 espécies com cinco ou mais indivíduos.

Densidade

O menor erro amostral foi de *Esenbeckia leiocarpa* com 20,1% e o maior erro amostral foi de *Aegiphila lhotzkiana* de 120%. Para se obter suficiência amostral para estas espécies, seriam necessárias 101 parcelas ou 15,6% da área amostral, e 560 parcelas ou 86,5% da área amostral respectivamente (tabela 1). A amplitude interquartil do erro amostral, ou seja, a amplitude de valores que compreende o desvio de um quartil em torno da mediana (50% das medidas ou espécies) é de 43,4 a 77,6%.

Frequência

Esenbeckia leiocarpa apresentou o menor erro amostral (14%), *Aegiphila lhotzkiana* e *Lonchocarpus muehlbergianus* apresentaram ambas o maior erro amostral (90%). Seriam necessárias 56 parcelas (8,6% da área amostral) e 506 parcelas (78% da área amostral), respectivamente, para atingir suficiência para essas espécies (tabela 2). A amplitude interquartil é de 39 a 73%.

Dominância

A espécie com menor erro amostral foi *Esenbeckia leiocarpa* com 26,16% e o maior erro amostral foi de *Lonchocarpus muehlbergianus*, com 172%. O número de parcelas estimado foi de 153 ou 23,6% da área amostral e 602 ou 93% da área amostral, respectivamente (tabela 3). A

amplitude interquartil é de 53,43 a 102,16%.

IVI

O menor erro amostral foi de *Esenbeckia leiocarpa* (15,9%) e o maior (98%) foi de *Lonchocarpus muehlbergianus*, sendo necessárias 68 parcelas ou 10,5% da área amostral e 525 parcelas ou 81% da área amostral, respectivamente, para estimar-se o IVI dessas espécies (tabela 4). A amplitude interquartil é de 39,8 a 73,9%.

Índice de agregação

Das 39 espécies com mais de cinco indivíduos, foi calculado o índice de agregação para 25, sendo que 16 apresentaram padrão espacial significativamente agregado (tabela 5). A espécie com maior I_g foi *Aegiphila lhotzkiana*, com 40,44 enquanto o menor I_g foi de *Metrodorea nigra* (0,93). A amplitude interquartil é de 1,49 a 6,30.

Variação da área basal entre indivíduos

A espécie com menor variação de área basal foi *Myrciaria floribunda* que apresentou um coeficiente de variação de 0,2355. A maior variação coube a *Aspidosperma polyneuron* com CV de 2,5625 (tabela 5). A amplitude interquartil é de 0,6749 a 1,2917.

Suficiência amostral

A única espécie a apresentar suficiência amostral foi *Esenbeckia leiocarpa*, com um erro amostral de 20% para densidade, 14% para frequência e 16% para IVI (tabelas 1, 3 e 4). Nenhuma espécie apresentou suficiência para dominância, o parâmetro que apresentou o maior erro amostral.

Intervalos de confiança

Apenas *Esenbeckia leiocarpa* não apresentou sobreposição dos intervalos de confiança com nenhuma outra espécie (Figuras 4, 5, 6 e 7). *Savia dictyocarpa*, *Astronium graveolens* e *Aspidosperma polyneuron*, não necessariamente nessa ordem, seguem *Esenbeckia leiocarpa* em termos de abundância. Este grupo não apresenta sobreposição com grupos de 31, 30, 24 e 22 espécies respectivamente para frequência, IVI, densidade e dominância (figuras 6, 7, 4 e 5 respectivamente).

DISCUSSÃO

Como era esperado, houve uma tendência geral de aumento do erro amostral de todos os descritores com a diminuição do número de indivíduos amostrados, ou seja, do tamanho da amostra (Greig-Smith 1983). Porém, essa tendência não seguiu fielmente a diminuição do número de indivíduos amostrados. Isso indica que outros fatores estão influenciando na precisão da estimativa dos parâmetros de densidade, dominância, frequência e IVI.

Densidade

Segundo Greig-Smith (1983), se o padrão espacial dos indivíduos é aleatório, a precisão da estimativa da densidade depende exclusivamente do número de indivíduos amostrados (x) e é dada por $1/\sqrt{x}$, que representa a razão entre o erro padrão da média e média. Dessa relação resulta que, ao ordenar as espécies por densidade média decrescente, seria esperado que os valores do erro amostral aumentassem automaticamente com a mesma ordenação. De fato, as ordenações com base na densidade média decrescente e erro amostral crescente são semelhantes, se considerarmos apenas as espécies com padrão aleatório investigadas no presente trabalho (tabela 1). A inversão de posições entre *Aspidosperma polyneuron* e *Metrodorea nigra* deve-se ao fato de que a primeira, apesar de ter maior densidade média, possui tendência à agregação enquanto que a segunda tende ao padrão regular. A inversão de posições entre *Sebastiania edwalliana* e *Rapanea balansae* deve-se à maior intensidade de agregação da primeira.

Contudo, ao considerarmos todas as espécies, a discordância entre as ordenações por densidade média decrescente e erro amostral crescente é mais conspícua porque muitas espécies apresentaram padrão espacial agregado. Por exemplo, os erros amostrais estimados para espécies como *Almeidea coerulea*, *Aegiphila lhotzkiana*, *Jacaratia spinosa* e *Lonchocarpus*

muehlbergianus, que apresentaram os maiores índices de agregação, foram muito maiores que os estimados para outras espécies com número semelhante de indivíduos amostrados e índices de agregação menores. O erro amostral da densidade apresentou correlação positiva significativa com o valor do índice de agregação ($r_s = 0,7085$; $p < 0,001$).

Frequência

Dado um certo número de amostragens aleatórias, o número de ocorrências de determinada espécie apresenta distribuição binomial independentemente do padrão espacial dos indivíduos (Greig-Smith 1983). Podemos, então, considerar a frequência média da espécie como p , ou seja, a proporção de parcelas em que a espécie ocorre em uma única amostragem. O erro amostral é definido por $(d/p)100$, sendo d a semiampitude do intervalo de confiança (neste caso, a 95% de probabilidade). Ocorre que a agregação diminui os valores de frequência (Curtis & McIntosh 1950), ou seja, o valor do denominador na equação acima é diminuído em decorrência do padrão espacial agregado. Em consequência, aumenta o erro amostral. Isso pode ser verificado para *Savia dictyocarpa* e *Astronium graveolens*. A primeira espécie apresentou mais indivíduos, porém, por possuir padrão espacial altamente agregado, sua frequência foi menor e, conseqüentemente, maior o erro amostral. Já a segunda, apesar de ter menos indivíduos, apresentou padrão aleatório, maior valor de frequência e menor erro amostral. Também em função da agregação, os erros amostrais de *Almeidea coerulea* e *Aegiphila lhotzkiana* destoaram dos erros amostrais de outras espécies com número semelhante de indivíduos. Houve correlação positiva significativa entre o erro amostral da frequência e o valor do índice de agregação ($r_s = 0,5021$; $0,01 < p < 0,05$).

Dominância

O erro amostral da dominância também é afetado pelo número e padrão espacial dos indivíduos amostrados, porém, possui um componente adicional importante, que não afeta a densidade e frequência, mas que ora atua isoladamente na determinação do erro amostral ora potencializa o efeito do padrão espacial agregado. Tal componente é a variação no porte dos indivíduos, que implica na variação da área basal entre as parcelas. Por exemplo, a área basal de *Aspidosperma polyneuron* apresentou o maior coeficiente de variação e, apesar do padrão espacial aleatório, seu erro amostral foi maior que o de *Actinostemon communis* com número semelhante de indivíduos, padrão espacial significativamente agregado, porém, com baixo coeficiente de variação. Neste caso, a maior influência no erro amostral da dominância decorreu da variação da área basal e não do padrão espacial. Espécies que apresentaram simultaneamente altos valores do índice de agregação e do CV da área basal, como, por exemplo, *Jacaratia spinosa* e *Lonchocarpus muehlbergianus*, também mostraram os maiores erros amostrais de dominância. Isso indica um efeito sinérgico da agregação e da variação da área basal para produzir grandes erros amostrais na estimativa da dominância. Espera-se que o CV seja maior para as espécies que, potencialmente, podem ter uma amplitude maior de área basal, como as que atingem o dossel da floresta. Conseqüentemente, o efeito daquele fator sobre a precisão da estimativa da dominância seria maior para estas espécies. O erro amostral da dominância apresentou correlação positiva não significativa com o valor do índice de agregação e significativa com o desvio padrão da área basal entre indivíduos ($r_s = 0,3915$; $0,05 < p < 0,1$ e $r_s = 0,3877$; $0,01 < p < 0,05$, respectivamente).

IVI

Por ser composto pelos valores relativos de densidade, frequência e dominância, o IVI

tem sua precisão afetada pelos mesmos fatores que afetam esses descritores. Contudo, a influência maior é do número de indivíduos amostrados e do padrão espacial, uma vez que a variação da área basal afeta apenas um dos três descritores que compõem o IVI, a dominância. Dessa forma, uma vez ordenadas por densidade média decrescente, as espécies continuam a apresentar uma tendência geral de aumento do erro amostral. As espécies que mais destoaram em relação à espécies com número de indivíduos semelhante foram *Almeidea coerulea* e *Aegiphila lhotzkiana*, que apresentaram altos índices de agregação e baixa variação de área basal. A correlação entre o erro amostral do IVI foi positiva e significativa com o valor do índice de agregação ($r_s = 0,5215$; $0,005 < p < 0,01$) e positiva, não significativa, com o desvio padrão de área basal entre indivíduos ($r_s = 0,1166$; $0,2 < p < 0,5$).

O erro amostral de todos os descritores, portanto, é influenciado pelo número de indivíduos amostrados. A estimativa da densidade e da frequência é influenciada adicionalmente pelo padrão espacial dos indivíduos; a da dominância, pelo padrão espacial e pela variação da área basal entre indivíduos; e a do IVI, por todos esses fatores combinados. A frequência é o descritor que apresentou a maior precisão (amplitude interquartil do erro amostral: 39 a 73%). Já a dominância é afetada por um número maior de fatores e, conseqüentemente, apresenta a menor precisão (amplitude interquartil do erro amostral: 53,43 a 102,16%). Resultados semelhantes foram obtidos por Lindsey *et al.* (1958), que mostraram que os métodos usuais de amostragem empregados em fitossociologia em geral apresentam maior precisão na estimativa da densidade que da dominância. O IVI é o descritor que apresentou a maior precisão depois da frequência (amplitude interquartil do erro amostral: 40 a 74%).

Análise de dados quantitativos de vegetação

Grande parte dos trabalhos que descrevem a estrutura de abundância de comunidades vegetais tem tratado das relações de abundância entre as espécies com base em sua posição num rol decrescente dos valores de IVI. Dessa forma, o rol de IVI tem sido usado para eleger as espécies de maior importância fitossociológica na comunidade. Tem sido também usado para avaliar a variação estrutural de diferentes comunidades através da comparação da posição das mesmas ou de diferentes espécies no rol de IVI entre as comunidades comparadas. Contudo, tais estudos pouco têm contribuído para o entendimento das relações ou processos ecológicos que governam a organização comunitária. Na comunidade estudada na Mata Ribeirão Cachoeira, as espécies *Esenbeckia leiocarpa*, *Savia dictyocarpa*, *Aspidosperma polyneuron* e *Astronium graveolens* poderiam até ser consideradas como dominantes no sentido ecológico, ou seja, a espécie que mais afeta a presença e performance das demais e que é menos afetada por estas (Greig-Smith 1986). Porém, a dominância numérica não resulta necessariamente da dominância ecológica, podendo também ser o resultado de efeitos indiretos na organização comunitária, provocados, por exemplo, por predadores (Wootton 1992). Dessa forma, o rol de abundância não reflete precisamente as relações ecológicas entre espécies, cujo produto final resulta na estrutura comunitária observada. Por outro lado, podemos comparar as posições das espécies no rol de IVI entre comunidades e associar as diferenças observadas a variadas condições ambientais. Porém, dada a multitude de fatores abióticos envolvidos na determinação da abundância das espécies, é improvável que essa abordagem revele padrões consistentes. Nos dois casos, as poucas inferências resultantes desse tipo de abordagem podem ficar comprometidas, quando a precisão das estimativas são levadas em consideração. No nosso estudo, com exceção de *Esenbeckia leiocarpa*, não foi possível distinguir entre posições das espécies no rol de abundância, considerando o IVI ou qualquer outro descritor fitossociológico. Sendo assim, dada a baixa

precisão estatística da estimativa dos parâmetros quantitativos e o pequeno potencial de detecção de padrões da análise visual do rol de abundância, é preferível considerá-lo apenas como uma forma prática de apresentação de resultados.

Por outro lado, podemos utilizar as técnicas disponíveis para investigação de padrões de co-habitação de espécies como as análises de associação e covariância interespecíficas (Ludwig & Reynolds 1988; Silvertown & Wilson 1994; Wilson 1987), dentre outras, que permitem a formulação de hipóteses sobre os mecanismos envolvidos nas relações ecológicas entre espécies. Da mesma forma, os métodos numéricos de análise multivariada são mais eficientes na comparação de diferentes áreas e na identificação de padrões de relações entre a distribuição e abundância de espécies e fatores abióticos (Oliveira-Filho & Fontes 2000; Rodrigues *et al.* 1989; Rodrigues & Shepherd 1992; Torres *et al.* 1997), permitindo a formulação de hipóteses sobre relações ecológicas entre espécies e aqueles fatores. Contudo, tais técnicas também são influenciadas pelo erro amostral, sendo necessário observar uma suficiência amostral mínima nas descrições. No caso das técnicas de análise multivariada o interesse recai sobre a consistência das relações evidenciadas na análise. Essa consistência depende da redundância, que pode ser definida como semelhanças recorrentes entre amostras devido a respostas coordenadas de espécies, ou seja, o contrário de ruído (Gauch 1982). Variações de abundância coordenadas entre espécies de uma amostra para outra, significa que um número de espécies está respondendo a um ou mais fatores ambientais de uma forma que pode ser interpretada com base nesses fatores, enquanto que variações não coordenadas, não podem ser interpretadas e podem ser atribuídas a várias causas, dentre elas, limitações de amostragem, recebendo o nome de ruído (Gauch 1982). Dessa forma, a análise multivariada também é influenciada pela variabilidade das estimativas dentro das amostras. Contudo, o ruído introduzido por essa variabilidade, pode ser usado conservativamente: se apesar do ruído, houver redundância, ou seja, se houver resposta

coordenada de espécies, isso indica a consistência das relações evidenciadas na análise. Por outro lado, apenas padrões bastante conspícuos podem emergir em meio ao ruído, sendo que determinadas nuances só poderão ser identificadas aumentando o tamanho da amostra para diminuir o erro amostral. Isso é válido, especialmente, para as espécies mais abundantes dada a grande proporção da variação no conjunto de dados pela qual elas respondem.

As considerações acima não tiram o mérito da descrição quantitativa da vegetação, apenas enfatizam a necessidade de um novo direcionamento na análise dos dados, para a investigação de padrões de relações entre distribuição e abundância de espécies e fatores abióticos e de co-habitação de espécies. Em ambos os casos, é preciso substituir a clássica análise visual da posição das espécies no rol de abundância por técnicas que tenham maior potencial de detecção de padrões e não sejam tão influenciadas pelo erro amostral das estimativas.

Paralelamente à demanda por um melhor entendimento da organização comunitária temos a necessidade de conhecer os padrões de distribuição e abundância das espécies vegetais. Esta é a etapa descritiva da fitossociologia e precede as etapas de formulação e teste de hipóteses, podendo ser um fim em si mesma, por exemplo, quando se considera a necessidade de saber quais espécies utilizar na recuperação de áreas degradadas em diferentes regiões geográficas de uma mesma formação vegetal (Souza 2000) ou as peculiaridades de manejo de diferentes formações (Pinder & Rosso 1998). Dessa forma as descrições quantitativas da vegetação são importantes não só para o desenvolvimento teórico da ecologia de comunidades como também para atender às demandas de manejo e conservação.

Suficiência amostral

Recentemente, descrições quantitativas de vegetação têm se tornado a base para trabalhos de fitossociologia utilizando técnicas numéricas de análise (Araújo *et al.* 1999; van den Berg &

Oliveira-Filho 2000). Nessas descrições, o tamanho da amostra geralmente é determinado pela curva do número cumulativo de espécies em relação ao tamanho da área da amostra, que considera a estimativa da composição florística (Mueller-Dombois & Ellenberg 1974). Contudo, Morais e Scheuber (1997) argumentaram que esse método não dá nenhuma noção da precisão das estimativas dos parâmetros quantitativos e propuseram um critério simples para a determinação da suficiência amostral, com base no maior erro amostral observado no conjunto de todas as espécies: obtendo-se suficiência para a espécie com maior erro amostral, todas as demais terão automaticamente atingido suficiência. Aplicando esse critério para as espécies com mais de cinco indivíduos, aqui avaliadas, seria necessário amostrar 78% da área considerada para a amostragem de modo a atingir suficiência para a frequência, 81% para IVI, 87% para a densidade e 93% para a dominância. Isso equivaleria a usar 506 parcelas de 10 x 10 m, para garantir a suficiência para a frequência, 525 parcelas para o IVI, 560 parcelas para a densidade e 602 parcelas para a dominância. Esses valores correspondem praticamente ao censo da área. Contudo, Morais & Scheuber (1997) chamaram a atenção para a superestimação da variância decorrente do uso de amostras pequenas e argumentaram que a suficiência amostral deve ser recalculada na medida em que se aumenta a área amostrada. Aqueles autores usaram 313 parcelas de 10 x 10 m para amostrar uma área de 350 ha de floresta de galeria (TA = 0,89%) e calcularam o erro amostral apenas para o IVI, tendo sido o maior erro, considerando todas as espécies, 198%. Tal erro exigiria a amostragem de 50% (17500 parcelas) da área para não exceder os 20% de erro amostral, convencionado para levantamentos florestais no Brasil.

Segundo Mueller-Dombois & Ellenberg (1974), apenas as espécies mais abundantes alcançariam um nível de precisão preestabelecido e poderiam ser amostradas adequadamente. Em 8,15 ha de floresta temperada, estudada por Lindsey *et al.* (1958), a espécie mais abundante, com 70 indivíduos/ha, exigiu 83 parcelas de 10 x 10 m, ou seja, 10% da área considerada para a

amostragem, para não ultrapassar um erro amostral de 15% para densidade e dominância, com uma probabilidade de 67% para o intervalo de confiança. Já para uma espécie com densidade real de 5 indivíduos/ha, foram necessárias 360 parcelas, ou seja, 44% da área. Lindsey *et al.* (1958) sugerem um censo da área quando o interesse recair sobre espécies raras. Mesmo aumentando o número de parcelas e conseqüentemente, o número de indivíduos amostrados, a suficiência amostral dependerá também da homogeneidade da área estudada: se a área for heterogênea, novas unidades amostrais levarão à suficiência para algumas espécies, porém amostrarão outras inéditas, ainda mais raras, que, por sua vez, não terão suficiência (Martins 1993). Sendo assim, o critério de suficiência baseado no maior erro amostral dentre todas as espécies torna-se impraticável, sendo necessário lançar mão de critérios alternativos baseados nas espécies de maior abundância.

Outro critério sugerido por Morais & Scheuber (1997) considera apenas as espécies mais abundantes e baseia-se no cálculo do erro amostral geral a partir da média aritmética das estimativas e da média aritmética da variância das estimativas dessas espécies. Uma vez obtidos esses valores calcula-se o erro amostral geral de cada descritor conforme especificado em Material e Métodos. No presente trabalho, levando em consideração apenas as quatro espécies mais abundantes, (*Esenbeckia leiocarpa*, *Savia dictyocarpa*, *Astronium graveolens* e *Aspidosperma polyneuron*), o erro amostral geral foi de 26,2% para densidade, 44,7% para dominância, 20,04% para frequência e 21,4% para IVI. Seria necessário amostrar 24% da área amostral (153 parcelas) para estimar a densidade, 47% (306 parcelas) para a dominância, 16 % (103 parcelas) para a frequência e 17% (111 parcelas) para o IVI. De acordo com o mesmo critério, o erro amostral geral encontrado por Morais & Scheuber (1997) para o IVI foi de 16% sendo necessário amostrar 0,62% (217 parcelas) da área.

A incorporação da base estatística na descrição da vegetação exige um considerável

esforço adicional no processamento dos dados. Esse esforço poderia ser sensivelmente reduzido com a automatização dos cálculos em um programa de computador. Porém, para que essa incorporação seja possível, é necessária a adoção de uma amostragem aleatória que, por sua vez, representa um esforço adicional ainda maior nos trabalhos de campo. Sendo assim, para estudos fitossociológicos, é preferível adotar, nas descrições, recomendações gerais de suficiência amostral sem incorporar a base estatística. Greig-Smith (1983) faz uma recomendação geral de esforço amostral, baseado na suficiência da frequência, de no mínimo 100 unidades amostrais. Dessa forma, uma espécie com 50% de frequência, terá seu intervalo de confiança real a 95% de probabilidade entre 40 e 60%; abaixo desse número de unidades amostrais o intervalo de confiança aumenta drasticamente, principalmente para os valores extremos de frequência. No presente trabalho, seriam necessárias ao redor de 110 parcelas para se obter suficiência amostral para o IVI de acordo com o critério baseado na precisão geral das espécies mais abundantes (Morais & Scheuber 1997). Uma vez que a amostragem sistemática é mais representativa da heterogeneidade do universo amostral, mais rápida e, desde que não haja variações periódicas, proporciona estimativas mais precisas (Greig-Smith 1983), acreditamos que uma amostragem sistemática com, no mínimo, 110 parcelas de 10 x 10 m seja uma boa recomendação geral para descrições quantitativas do tipo de vegetação aqui estudado e universos amostrais em torno de 6,5 ha. Para áreas amostrais maiores, o número de unidades amostrais deverá aumentar na medida em que for incluída mais heterogeneidade na amostra. Contudo, esse aumento não deverá ser muito grande sem antes justificar uma estratificação do universo amostral (Greig-Smith 1983). Como o IVI sintetiza a informação contida nos demais descritores e apresenta a maior precisão depois da frequência, seu uso deve ser encorajado em trabalhos de fitossociologia. Já o critério de suficiência amostral baseado na precisão geral das espécies mais abundantes faz sentido, dada a grande proporção da variância total dos dados pela qual essas espécies respondem.

LITERATURA CITADA

- ANDERSON, D. J. & KIKKAWA, J. 1986. Development of concepts. Pp. 3-16 in Kikkawa, J. & Anderson, D. J. (eds.). *Community Ecology*. Blackwell, Oxford.
- ARAÚJO, F. S. de, MARTINS, F. R., SHEPHERD, G. J. 1999. Variações estruturais e florísticas do Carrasco no Planalto da Ibiapaba, estado do Ceará. *Revista Brasileira de Biologia* 59: 663-678.
- BARKMAN, J. J., MORAVEC, J. & RAUSCHERT, S. 1986. Code of phytosociological nomenclature. *Vegetatio* 67:145-195.
- BRAUN-BLANQUET, J. 1979. *Fitosociología: bases para el estudio de las comunidades vegetales*. H. Blumes, Madrid.
- CAIN, S. A. & CASTRO, G. M. de O. 1959. *Manual of vegetation analyses*. Hafner, New York.
- CLEMENTS, F. E. 1916. *Plant succession: analysis of the development of vegetation*. Carnegie Institute of Washington Publication, Washington, DC.
- CURTIS, J. T. & McINTOSH, R. P. 1950. The interrelations of certain analytic and synthetic phytosociological characters. *Ecology* 31:434-455.

DAUBERNMIRE, R. 1968. *Plant communities: a textbook of plant synecology*. Harper & Row Publishers, New York.

FISCHER, H. S. & BEMMERLEIN, F. A. 1989. An outline for data analysis in phytosociology: past and present. *Vegetatio* 81:17-28.

GAUCH, H.G. 1982. *Multivariate analysis in community ecology*. Cambridge University Press, Cambridge. 298 pp.

GREIG-SMITH, P. 1983. *Quantitative plant ecology*. (3rd edition). Blackwell, Oxford. 359 pp.

GREIG-SMITH, P. 1986. Chaos or order: organization. Pp. 19-29 in Kikkawa, J. & Anderson, D. J. (eds.). *Community Ecology*. Blackwell, Oxford.

INSTITUTO GEOLÓGICO 1993. *Subsídios do meio físico e geológico ao planejamento do município de Campinas*. Secretaria de Planejamento e Meio Ambiente, Prefeitura Municipal de Campinas, Campinas.

LINDSEY, A. A., BARTON, J.D. & MILES, R. 1958. Field efficiency of forest sampling methods. *Ecology* 39:428-444.

LUDWIG, J. A. & REYNOLDS, J. F. 1988. *Statistical ecology: a primer on methods and computing*. John Wiley & Sons, New York. 337 pp.

MARTINS, F. R. 1993. *Estrutura de uma floresta mesófila*. Editora da Universidade Estadual de Campinas, Campinas. 246 pp.

MATTHES, L. A. F., LEITÃO FILHO, H. F. & MARTINS, F. R. 1988. Bosque dos Jequitibás (Campinas, SP): composição florística e estrutura fitossociológica do estrato arbóreo. *Anais do V Congresso da SBSP* 55-76.

MEIRA NETO, J. A. A., SOUZA, A. L., SILVA, A. F. & PAULA, A. 1997. Estrutura de uma floresta estacional semidecidual submontana em área diretamente afetada pela Usina Hidrelétrica de Pilar, Ponte Nova, Zona da Mata de Minas Gerais. *Revista Árvore* 21:337-344.

MIRANDA, Z. A. I. 1996. *Plano de gestão da Área de Proteção Ambiental da região de Sousas e Joaquim Egidio – APA Municipal*. SEPLAMA – Prefeitura Municipal de Campinas, Campinas. 170 pp.

MIRKIN, B.M. 1989. Plant taxonomy and syntaxonomy: a comparative analyses. *Vegetatio* 82:35-40.

MORAIS, R. & SCHEUBER, M. 1997. Statistical precision in phytosociological surveys. Pp. 135-145 in Imaña-Encinas, J. & Kleinn, C. (orgs.). *Proceedings of the international symposium on assessment and monitoring of forests in tropical dry regions with special reference to gallery forests*. University of Brasilia, Brasilia, DF.

MORISITA, M. 1971. Composition of the Ig index. *Researches on Population Ecology* 13:1-27.

MUCINA, L. 1997. Classification of vegetation: Past, present and future. *Journal of Vegetation Science* 8: 751-760.

MUELLER-DOMBOIS, D. & ELLENBERG, H. 1974. *Aims and methods of vegetation ecology*. John Wiley & Sons, New York.

OLIVEIRA, J. B., MENK, J. R. F. & ROTTA, C. L. 1979. *Levantamento pedológico semi-detalhado dos solos do estado de São Paulo: quadricula de Campinas*. IBGE. Rio de Janeiro.

OLIVEIRA-FILHO, A. T. & FONTES, M. A. L. 2000. Patterns of floristic differentiation among Atlantic Forests in Southeastern Brazil and the influence of climate. *Biotropica* 32:793-810.

OLIVEIRA FILHO, L. C. 1992. Inventário nas formações florestais e campestres. In IBGE. *Manual técnico da vegetação brasileira*. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Rio de Janeiro.

PAGANO, S. N., LEITÃO FILHO, H. F. & CAVASSAN, O. 1995. Análise temporal da composição florística e estrutura fitossociológica de uma floresta mesófila semidecídua (Rio Claro - estado de São Paulo). *Revista Brasileira de Biologia* 55:241-258.

PINDER, L. & ROSSO, S. 1998. Classification and ordination of plant formations in the Pantanal of Brazil. *Plant Ecology* 136:151-165.

RODRIGUES, R. R., MORELLATO, L. P. C., JOLY, C. A. & LEITÃO FILHO, H. F. 1989. Estudo florístico e fitossociológico de um gradiente altitudinal de mata estacional mesófila semidecídua, na Serra do Japi, Jundiaí, SP. *Revista Brasileira de Botânica* 12:71-84.

RODRIGUES, R. R. & SHEPHERD, G. J. 1992. Análise da variação estrutural e fisionômica da vegetação e características edáficas, num gradiente altitudinal na Serra do Japi. Pp. 64-96 in Morellato, L. C. (org.). *História natural da Serra do Japi: ecologia e preservação de uma área florestal no Sudeste do Brasil*. Editora da UNICAMP/FAPESP. Campinas, SP. 321 pp.

SANTIN, D. A. 1999. *A Vegetação remanescente do município de Campinas (SP): mapeamento, caracterização fisionômica e florística, visando a conservação*. Tese de Doutorado, Universidade Estadual de Campinas, Campinas.

SHEPHERD, G. J. 1996. *Fitopac 1: manual do usuário*. Departamento de Botânica/UNICAMP.

SILVA, A. F. da & SHEPHERD, G. J. 1986. Comparações florísticas entre algumas matas brasileiras utilizando análise de agrupamento. *Revista Brasileira de Botânica* 9:81-86.

SILVERTOWN, J. & WILSON, J. B. 1994. Community structure in a desert perennial community. *Ecology* 75:409-417.

SOUZA, V. C. 2000. Seleção de espécies para repovoamentos vegetais. Pp. 66-77 in Barbosa, L. M. (coord.). *Anais do Workshop Recuperação de áreas degradadas da Serra do Mar e formações florestais litorâneas*. Secretaria de Estado do Meio Ambiente, São Paulo. 151 pp.

TORRES, R. B., MARTINS, F. R. & KINOSHITA, L. S. 1997. Climate, soil and tree flora relationships in forests in the state of São Paulo, southeastern Brazil. *Revista Brasileira de Botânica* 20:41-49.

TORRES, R. B., MATTHES, L. A. F. & RODRIGUES, R. R. 1994. Florística e estrutura do componente arbóreo de mata de brejo em Campinas, SP. *Revista Brasileira de Botânica* 17:189-194.

van den BERG, E. & OLIVEIRA-FILHO, A. T. 2000. Composição florística e estrutura fitossociológica de uma floresta ripária em Itutinga, MG, e comparação com outras áreas. *Revista Brasileira de Botânica* 23:231-253.

VELOSO, H. P. 1992. Sistema fitogeográfico. In IBGE. *Manual técnico da vegetação brasileira*. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Rio de Janeiro.

WESTHOFF, V. & van der MAAREL, E. 1978. The Braun-Blanquet approach. Pp. 296-298 in Whittaker, R. H. (ed.). *Classification of plant communities*. Dr. W. Junk bv Publishers, The Hague.

WHITTAKER, R. H. 1975. *Communities and ecosystems*. Macmillan, New York.

WILSON, J. B. 1986. Methods for detecting non-randomness in species co-occurrences: a contribution. *Oecologia* 73:579-582.

WOOTTON, J.T. 1992. Indirect effects, prey susceptibility, and habitat selection: impacts of birds on limpets and algae. *Ecology* 73:981-991.

ZAR, J.H. 1999. *Biostatistical analysis*. (2nd edition). Prentice Hall, New Jersey. 663 pp.

Tabela 1. Valores médios, ordem decrescente, de densidade em indivíduos por parcela (D_m), limites inferior (L.I.) e superior (L.S.) a 95%, erro amostral (E.A.) e número de parcelas necessárias para não ultrapassar um erro amostral de 20% (N_{est}) para a D_m das 39 espécies amostradas com cinco ou mais indivíduos em trecho da Floresta Estacional Semidecídua (Campinas, SP). * = padrão espacial aleatório

Espécie	D_m	L.I.	L.S.	E. A. (%)	N_{est}
<i>Esenbeckia leiocarpa</i> Engl.	1,47	1,17	1,77	20,1	101
<i>Savia dictyocarpa</i> Müll. Arg.	0,88	0,61	1,15	30,7	193
<i>Astronium graveolens</i> Jacq.	0,59*	0,44	0,74	25,3	145
<i>Aspidosperma polyneuron</i> Müll. Arg.	0,49*	0,35	0,63	28,7	176
<i>Actinostemon communis</i> (Müll. Arg.) Pax	0,47	0,29	0,65	37,6	251
<i>Trichilia catigua</i> A. Juss.	0,44	0,30	0,58	31,4	199
<i>Metrodorea nigra</i> A. St.-Hil.	0,42*	0,30	0,54	27,7	167
<i>Almeidea coerulea</i> (Nees & Mart.) A. St.-Hil.	0,37	0,08	0,66	77,6	472
<i>Holocalyx balansae</i> Micheli	0,34	0,22	0,46	36,8	244
<i>Galipea jasminiflora</i> (A. St.-Hil) Engl.	0,3	0,15	0,45	48,5	332
<i>Urera baccifera</i> (L.) Gaudch.	0,29	0,12	0,46	57,5	386
<i>Croton floribundus</i> L. Spreng	0,25	0,15	0,35	42,0	286
<i>Trichilia clauseni</i> C. DC.	0,24	0,11	0,37	54,2	367
<i>Aspidosperma ramiflorum</i> Müll. Arg.	0,23	0,10	0,36	55,1	373
<i>Ocotea beulahiae</i> Baitello	0,22*	0,12	0,32	43,4	297
<i>Myrciaria floribunda</i> (West ex Willd.) O. Berg	0,19	0,10	0,28	48,6	333
<i>Aegiphila lhotzkiana</i> Cham.	0,17	-0,03	0,37	120,2	560

cont. tabela 1

Espécie	D _m	L.I.	L.S.	E. A. (%)	N _{est}
<i>Seguiera langsdorffii</i> Moq.	0,15*	0,08	0,22	46,9	322
<i>Sebastiania edwalliana</i> Pax & K. Hoffm.	0,15*	0,07	0,23	50,0	342
<i>Rapanea balansae</i> Mez	0,14*	0,07	0,21	49,1	336
<i>Brosimum glaziovii</i> Taub.	0,13*	0,06	0,20	51,5	351
<i>Ocotea indecora</i> Schott ex Meissn.	0,12*	0,06	0,18	54,2	367
<i>Jacaratia spinosa</i> (Aubl.) A. DC.	0,11	0,01	0,21	91,0	510
<i>Rudgea gadneriana</i> M. Arg.	0,1	0,03	0,17	71,0	448
<i>Chorisia speciosa</i> A. St.-Hil.	0,08	0,03	0,13	62,2	410
<i>Chrysophyllum gonocarpum</i> (Mart. & Eichler) Engl.	0,08	0,03	0,13	62,2	410
<i>Piptadenia gonoacantha</i> (Mart.) J.F. Macbr.	0,07	0,02	0,12	66,8	431
<i>Centrolobium tomentosum</i> Guill. ex Benth.	0,06	0,02	0,10	72,6	454
<i>Machura tinctoria</i> D. Don ex Steud.	0,06	0,02	0,10	72,6	454
<i>Alseis floribunda</i> Schott	0,06	0,02	0,10	72,6	454
<i>Cariniana legalis</i> (Mart.) Kuntze	0,06	0,02	0,10	72,6	454
<i>Mouriri glazioviana</i> Cogn. in Mart.	0,06	0,02	0,10	72,6	454
<i>Hymenaea courbaril</i> L.	0,05	0,01	0,09	79,9	479
<i>Lonchocarpus muehlbergianus</i> Hassl.	0,05	0,00	0,10	95,3	519
<i>Cariniana estrellensis</i> (Raddi) Kuntze	0,05	0,01	0,09	79,9	479
<i>Trichilia pallida</i> Sw.	0,05	0,01	0,09	79,9	479
<i>Eugenia</i> sp.	0,05	0,01	0,09	79,9	479
<i>Calycorectes acutatus</i> (Miq.) Toledo	0,05	0,01	0,09	79,9	479
<i>Cryptocharya aschersoniana</i> Mez	0,05	0,01	0,09	79,9	479

Tabela 2. Valores médios de densidade em indivíduos por parcela (D_m) e frequência em percentagem (F), limites inferior (L.I.) e superior (L.S.) a 95%, erro amostral (E.A.) e número de parcelas necessárias para não ultrapassar um erro amostral de 20% (N_{est}) para a F_m das 39 espécies amostradas com cinco ou mais indivíduos em trecho da Floresta Estacional Semidecídua (Campinas, SP), ordenadas por D_m decrescente.

Espécie	D_m	F_m	L.I.	L.S.	E. A. (%)	N_{est}
<i>Esenbeckia leiocarpa</i>	1,47	62	53	71	14	56
<i>Savia dictyocarpa</i>	0,88	39	30	48	23	124
<i>Astronium graveolens</i>	0,59	41	32	50	22	116
<i>Aspidosperma polyneuron</i>	0,49	36	27	45	24	137
<i>Actinostemon communis</i>	0,47	26	18	34	31	194
<i>Trichilia catigua</i>	0,44	34	25	43	26	146
<i>Metrodorea nigra</i>	0,42	34	25	43	26	146
<i>Almeidea coerulea</i>	0,37	8	3	13	62	409
<i>Holocalyx balansae</i>	0,34	25	17	33	32	201
<i>Galipea jasminiflora</i>	0,3	18	11	25	39	262
<i>Urera baccifera</i>	0,29	14	8	20	45	310
<i>Croton floribundus</i>	0,25	19	12	26	38	252
<i>Trichilia claussoni</i>	0,24	15	8	22	44	297
<i>Aspidosperma ramiflorum</i>	0,23	15	8	22	44	297
<i>Ocotea beulahiae</i>	0,22	17	10	24	41	273
<i>Myrciaria floribunda</i>	0,19	15	8	22	44	297
<i>Aegiphila lhotzkiana</i>	0,17	4	0	8	90	506

cont. tabela 2

Espécie	D _m	F _m	L.I.	L.S.	E. A. (%)	N _{est.}
<i>Seguiera langsdorffii</i>	0,15	14	8	20	45	310
<i>Sebastiania edwalliana</i>	0,15	13	7	19	47	323
<i>Rapanea balansae</i>	0,14	13	7	19	47	323
<i>Brosimum glaziovii</i>	0,13	12	6	18	50	338
<i>Ocotea indecora</i>	0,12	11	5	17	52	354
<i>Jacaratia spinosa</i>	0,11	7	2	12	67	430
<i>Rudgea gardneriana</i>	0,1	7	2	12	67	430
<i>Chorisia speciosa</i>	0,08	8	3	13	62	409
<i>Chrysophyllum gonocarpum</i>	0,08	8	3	13	62	409
<i>Piptadenia gonoacantha</i>	0,07	7	2	12	67	430
<i>Centrolobium tomentosum</i>	0,06	6	2	10	73	453
<i>Maclura tinctoria</i>	0,06	6	2	10	73	453
<i>Alseis floribunda</i>	0,06	6	2	10	73	453
<i>Cariniana legalis</i>	0,06	6	2	10	73	453
<i>Mouriri glazioviana</i>	0,06	6	2	10	73	453
<i>Hymenaea courbaril</i>	0,05	5	1	9	80	478
<i>Lonchocarpus muehlbergianus</i>	0,05	4	0	8	90	506
<i>Cariniana estrellensis</i>	0,05	5	1	9	80	478
<i>Trichilia pallida</i>	0,05	5	1	9	80	478
<i>Eugenia</i> sp.	0,05	5	1	9	80	478
<i>Calycorectes acutatus</i>	0,05	5	1	9	80	478
<i>Cryptocharya aschersoniana</i>	0,05	5	1	9	80	478

Tabela 3. Valores médios de densidade em indivíduos por parcela (D_m) e dominância em m^2 por parcela (DO_m), limites inferior (L.I.) e superior (L.S.) a 95%, erro amostral (E.A.) e número de parcelas necessárias para não ultrapassar um erro amostral de 20% (N_{est}) para a DO_m das 39 espécies amostradas com cinco ou mais indivíduos em um trecho da Floresta Estacional Semidecídua (Campinas, SP), ordenadas por D_m decrescente.

Espécie	D_m	DO_m	L.I.	L.S.	E. A. (%)	N_{est}
<i>Esenbeckia leiocarpa</i>	1,47	0,05045	0,03725	0,06365	26,16	153
<i>Savia dictyocarpa</i>	0,88	0,01197	0,00557	0,01836	53,43	363
<i>Astronium graveolens</i>	0,59	0,01643	0,01002	0,02284	39,04	263
<i>Aspidosperma polyneuron</i>	0,49	0,01979	0,00465	0,03494	76,53	468
<i>Actinostemon communis</i>	0,47	0,00140	0,00085	0,00195	39,44	266
<i>Trichilia catigua</i>	0,44	0,00237	0,00149	0,00326	37,31	249
<i>Metrodorea nigra</i>	0,42	0,00189	0,00121	0,00257	35,92	238
<i>Almeidea coerulea</i>	0,37	0,00192	0,00036	0,00347	81,20	483
<i>Holocalyx balansae</i>	0,34	0,00217	0,00115	0,00318	47,01	322
<i>Galipea jasminiflora</i>	0,3	0,00175	0,00085	0,00265	51,45	351
<i>Urera baccifera</i>	0,29	0,00579	0,00137	0,01021	76,34	468
<i>Croton floribundus</i>	0,25	0,00935	0,00494	0,01376	47,15	323
<i>Trichilia clauseni</i>	0,24	0,00136	0,00052	0,00221	61,88	409
<i>Aspidosperma ramiflorum</i>	0,23	0,00597	0,00177	0,01016	70,31	446
<i>Ocotea beulahiae</i>	0,22	0,00489	0,00221	0,00756	54,74	371
<i>Myrciaria floribunda</i>	0,19	0,00055	0,00028	0,00082	48,99	335
<i>Aegiphila lhotzkiana</i>	0,17	0,00112	-0,00022	0,00246	119,25	559

cont. tabela 3

Espécie	D _m	DO _m	L.I.	L.S.	E. A. (%)	N _{est.}
<i>Sequiaria langsdorffii</i>	0,15	0,00694	0,00123	0,01265	82,33	487
<i>Sebastiania edwalliana</i>	0,15	0,00048	0,00021	0,00075	56,07	378
<i>Rapanea balansae</i>	0,14	0,00236	-0,00005	0,00476	102,16	533
<i>Brosimum glaziovii</i>	0,13	0,00513	0,00045	0,00982	91,30	510
<i>Ocotea indecora</i>	0,12	0,00122	0,00039	0,00205	68,10	437
<i>Jacaratia spinosa</i>	0,11	0,00661	-0,00234	0,01556	135,43	577
<i>Rudgea gardneriana</i>	0,1	0,00067	0,00009	0,00124	86,16	497
<i>Chorisia speciosa</i>	0,08	0,00694	0,00102	0,01286	85,29	495
<i>Chrysophyllum gonocarpum</i>	0,08	0,00036	0,00012	0,00059	65,46	425
<i>Piptadenia gonoacantha</i>	0,07	0,00364	-0,00040	0,00767	111,08	548
<i>Centrolobium tomentosum</i>	0,06	0,00335	0,00015	0,00655	95,55	520
<i>Maclura tinctoria</i>	0,06	0,00264	0,00067	0,00460	74,68	462
<i>Alseis floribunda</i>	0,06	0,00086	-0,00004	0,00175	104,42	537
<i>Cariniana legalis</i>	0,06	0,00046	-0,00005	0,00097	110,31	547
<i>Mouriri glazioviana</i>	0,06	0,00031	0,00002	0,00061	93,49	515
<i>Hymenaea courbaril</i>	0,05	0,00468	-0,00101	0,01037	121,65	562
<i>Lonchocarpus muehlbergianus</i>	0,05	0,00321	-0,00231	0,00873	172,10	602
<i>Cariniana estrellensis</i>	0,05	0,00105	-0,00042	0,00252	139,72	581
<i>Trichilia pallida</i>	0,05	0,00048	0,00007	0,00088	85,41	495
<i>Eugenia</i> sp.	0,05	0,00047	0,00003	0,00092	94,17	517
<i>Calycorectes acutatus</i>	0,05	0,00044	0,00005	0,00083	89,12	505
<i>Cryptocharya aschersoniana</i>	0,05	0,00036	-0,00005	0,00076	114,53	553

Tabela 4. Valores médios de densidade em indivíduos por parcela (D_m) e IVI (IVI_m), limites inferior (L.I.) e superior (L.S.) a 95%, erro amostral (E.A.) e número de parcelas necessárias para não ultrapassar um erro amostral de 20% (N_{est}) para o IVI_m das 39 espécies amostradas com cinco ou mais indivíduos em trecho de Floresta Estacional Semidecídua (Campinas, SP), ordenadas por D_m decrescente.

Espécie	D_m	IVI_m	L.I.	L.S.	E. A. (%)	N_{est} .
<i>Esenbeckia leiocarpa</i>	1,47	0,2188753	0,1548079	0,2939808	15,909	68
<i>Savia dictyocarpa</i>	0,88	0,0596054	0,0340534	0,0922582	24,418	138
<i>Astronium graveolens</i>	0,59	0,0628111	0,0374465	0,0946938	22,791	123
<i>Aspidosperma polyneuron</i>	0,49	0,0488222	0,0257288	0,0792448	27,409	164
<i>Actinostemon communis</i>	0,47	0,0193503	0,0090850	0,0334497	31,481	200
<i>Trichilia catigua</i>	0,44	0,0292093	0,0160560	0,0462675	25,861	150
<i>Metrodorea nigra</i>	0,42	0,0283060	0,0156308	0,0447158	25,691	149
<i>Almeidea coerulea</i>	0,37	0,0035117	0,0004278	0,0095716	65,096	424
<i>Holocalyx balansae</i>	0,34	0,0164868	0,0075940	0,0287832	32,133	205
<i>Galipea jasminiflora</i>	0,3	0,0093803	0,0033971	0,0183381	39,822	269
<i>Urera baccifera</i>	0,29	0,0080404	0,0021915	0,0175619	47,793	327
<i>Croton floribundus</i>	0,25	0,0145404	0,0055080	0,0278718	38,454	258
<i>Trichilia clausseri</i>	0,24	0,0063219	0,0019493	0,0131950	44,472	304
<i>Aspidosperma ramiflorum</i>	0,23	0,0082548	0,0024344	0,0175221	45,695	313
<i>Ocotea beulahiae</i>	0,22	0,0095050	0,0033015	0,0189136	41,065	279
<i>Myrciaria floribunda</i>	0,19	0,0054002	0,0016987	0,0111844	43,914	300
<i>Aegiphila lhotzkiana</i>	0,17	0,0008232	0,0000015	0,0031528	95,705	520

cont. tabela 4

Espécie	D _m	IVI _m	L.I.	L.S.	E. A. (%)	N _{est.}
<i>Seguiera langsdorffii</i>	0,15	0,0072128	0,0020048	0,0156450	47,279	324
<i>Sebastiania edwalliana</i>	0,15	0,0039179	0,0010764	0,0085334	47,584	326
<i>Rapanea balansae</i>	0,14	0,0045772	0,0012237	0,0100658	48,295	331
<i>Brosimum glaziovii</i>	0,13	0,0049777	0,0011651	0,0114430	51,621	352
<i>Ocotea indecora</i>	0,12	0,0030610	0,0006943	0,0071068	52,374	357
<i>Jacaratia spinosa</i>	0,11	0,0024415	0,0001668	0,0073800	73,860	459
<i>Rudgea gardneriana</i>	0,1	0,0013449	0,0001447	0,0037598	67,199	433
<i>Chorisia speciosa</i>	0,08	0,0031295	0,0003929	0,0084754	64,570	421
<i>Chrysophyllum gonocarpum</i>	0,08	0,0014271	0,0002040	0,0037541	62,188	410
<i>Piptadenia gonoacantha</i>	0,07	0,0017948	0,0001640	0,0051729	69,770	444
<i>Centrolobium tomentosum</i>	0,06	0,0014210	0,0000951	0,0043088	74,133	460
<i>Maclura tinctoria</i>	0,06	0,0013189	0,0000984	0,0039328	72,686	455
<i>Alseis floribunda</i>	0,06	0,0009229	0,0000675	0,0027607	72,957	456
<i>Cariniana legalis</i>	0,06	0,0008422	0,0000626	0,0025130	72,736	455
<i>Mouriri glazioviana</i>	0,06	0,0008125	0,0000609	0,0024211	72,622	455
<i>Hymenaea courbaril</i>	0,05	0,0012323	0,0000291	0,0042003	84,623	493
<i>Lonchocarpus muehlbergianus</i>	0,05	0,0007071	0,0000003	0,0027694	97,908	525
<i>Cariniana estrellensis</i>	0,05	0,0006881	0,0000243	0,0022591	81,196	483
<i>Trichilia pallida</i>	0,05	0,0006033	0,0000242	0,0019536	79,958	480
<i>Eugenia</i> sp.	0,05	0,0006022	0,0000241	0,0019513	80,008	480
<i>Calycorectes acutatus</i>	0,05	0,0005968	0,0000239	0,0019329	79,973	480
<i>Cryptocharya aschersoniana</i>	0,05	0,0005802	0,0000231	0,0018809	80,052	480

Tabela 5. Índice de agregação (I_g) e desvio padrão da área basal em m^2 (s) das espécies amostradas com cinco ou mais indivíduos em trecho de Floresta Estacional Semidecídua (Campinas, SP), ordenadas por I_g e s decrescentes. O I_g vêm acompanhado do valor de F para um nível de significância de 5% e o respectivo p . Valores significativos estão em negrito.

Espécie	I_g	F	p	Espécie	CV
<i>Aegiphila lhotzkiana</i>	40,44	7,374	< 0,001	<i>Aspidosperma polyneuron</i>	2,5625
<i>Jacaratia spinosa</i>	18,18	2,736	< 0,001	<i>Jacaratia spinosa</i>	2,3635
<i>Almeidea coerulea</i>	16,67	6,697	< 0,001	<i>Lonchocarpus muehlbergianus</i>	2,0769
<i>Lonchocarpus muehlbergianus</i>	10,00	1,364	< 0,05	<i>Savia dictyocarpa</i>	1,9840
<i>Urera baccifera</i>	7,64	2,877	< 0,001	<i>Rapanea balansae</i>	1,9353
<i>Rudgea gardneriana</i>	6,67	1,515	< 0,01	<i>Brosimum glaziovii</i>	1,5965
<i>Aspidosperma ramiflorum</i>	5,93	2,095	< 0,001	<i>Cariniana estrellensis</i>	1,5612
<i>Trichilia clausseni</i>	5,80	2,114	< 0,001	<i>Seguiera langsdorffii</i>	1,5258
<i>Galipea jasminiflora</i>	4,83	2,121	< 0,001	<i>Piptadenia gonoacantha</i>	1,3822
<i>Actinostemon communis</i>	3,15	1,997	< 0,001	<i>Astronium graveolens</i>	1,3160
<i>Myrciaria floribunda</i>	2,92	1,350	< 0,05	<i>Aspidosperma ramiflorum</i>	1,2917
<i>Savia dictyocarpa</i>	2,69	2,486	< 0,001	<i>Hymenaea courbaril</i>	1,2501
<i>Croton floribundus</i>	2,33	1,323	< 0,05	<i>Cariniana legalis</i>	1,2169
<i>Ocotea beulahiae</i>	2,16	1,247	> 0,05	<i>Esenbeckia leiocarpa</i>	1,2054
<i>Holocalyx balansae</i>	2,14	1,380	< 0,05	<i>Cryptocharya aschersoniana</i>	1,1162
<i>Sebastiania edwalliana</i>	1,90	1,128	> 0,3	<i>Urera baccifera</i>	1,0967
<i>Trichilia catigua</i>	1,69	1,300	< 0,05	<i>Holocalyx balansae</i>	1,0423
<i>Esenbeckia leiocarpa</i>	1,53	1,779	< 0,001	<i>Rudgea gardneriana</i>	1,0249

cont. tabela 5

Espécie	I _g	F	p	Espécie	CV
<i>Ocotea indecora</i>	1,52	1,057	> 0,5	<i>Ocotea beulahiae</i>	0,9972
<i>Aspidosperma polyneuron</i>	1,45	1,216	> 0,1	<i>Chorisia speciosa</i>	0,9627
<i>Brosimum glaziovii</i>	1,28	1,034	> 0,5	<i>Centrolobium tomentosum</i>	0,9091
<i>Astronium graveolens</i>	1,23	1,133	> 0,3	<i>Trichilia catigua</i>	0,8791
<i>Rapanea balansae</i>	1,10	1,013	> 0,5	<i>Metrodorea nigra</i>	0,8522
<i>Seguiera langsdorffii</i>	0,95	0,993	> 0,5	<i>Alseis floribunda</i>	0,8211
<i>Metrodorea nigra</i>	0,93	0,971	> 0,5	<i>Croton floribundus</i>	0,8208
<i>Chorisia speciosa</i>	-	-	-	<i>Trichilia claussemi</i>	0,8168
<i>Chrysophyllum gonocarpum</i>	-	-	-	<i>Ocotea indecora</i>	0,8152
<i>Piptadenia gonoacantha</i>	-	-	-	<i>Mouriri glazioviana</i>	0,7790
<i>Centrolobium tomentosum</i>	-	-	-	<i>Eugenia</i> sp	0,6802
<i>Machura tinctoria</i>	-	-	-	<i>Aegiphila lhotzkiana</i>	0,6748
<i>Alseis floribunda</i>	-	-	-	<i>Galipea jasminiflora</i>	0,6470
<i>Cariniana legalis</i>	-	-	-	<i>Almeidea coerulea</i>	0,5919
<i>Mouriri glazioviana</i>	-	-	-	<i>Calycorectes acutatus</i>	0,5356
<i>Hymenaea courbaril</i>	-	-	-	<i>Sebastiania edwalliana</i>	0,4903
<i>Cariniana estrellensis</i>	-	-	-	<i>Trichilia pallida</i>	0,4128
<i>Trichilia pallida</i>	-	-	-	<i>Chrysophyllum gonocarpum</i>	0,3421
<i>Eugenia</i> sp.	-	-	-	<i>Actinostemon communis</i>	0,3250
<i>Calycorectes acutatus</i>	-	-	-	<i>Machura tinctoria</i>	0,2565
<i>Cryptocharya aschersoniana</i>	-	-	-	<i>Myrciaria floribunda</i>	0,2355

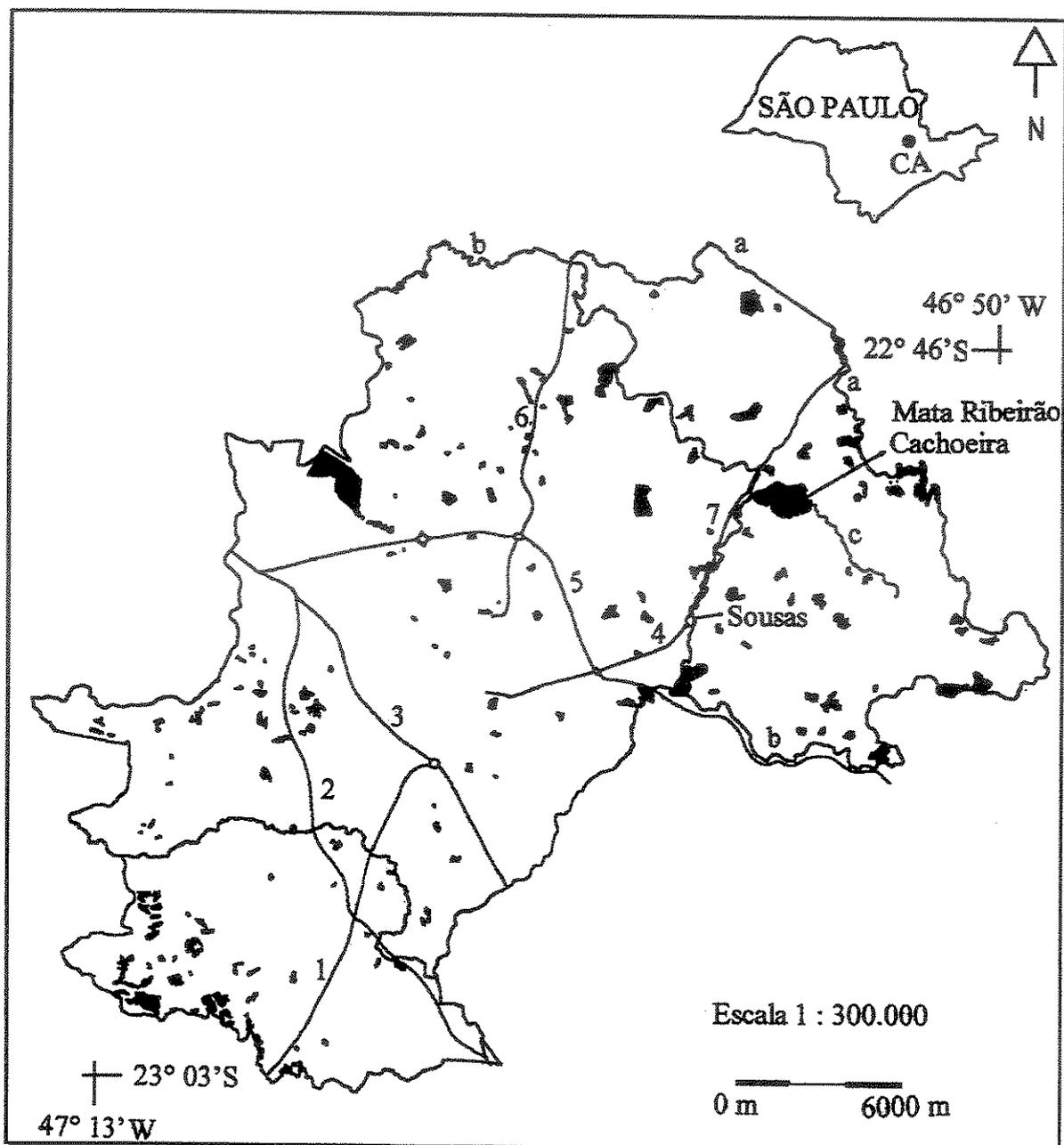


Figura 1. Localização da Mata Ribeirão Cachoeira e demais fragmentos florestais remanescentes em Campinas, SP. 1 – Rod. Santos Dumond, 2 – Rod. dos Bandeirantes, 3 – Rod. Anhanguera, 4 – Rod. Heitor Penteado, 5 – Rod. D. Pedro I, 6 – Rod. Ademar de Barros, 7 – Av. Mário Garnero. a – Rio Jaguari, b – Rio Atibaia, c – Ribeirão Cachoeira. Adaptado de Santin (1999).

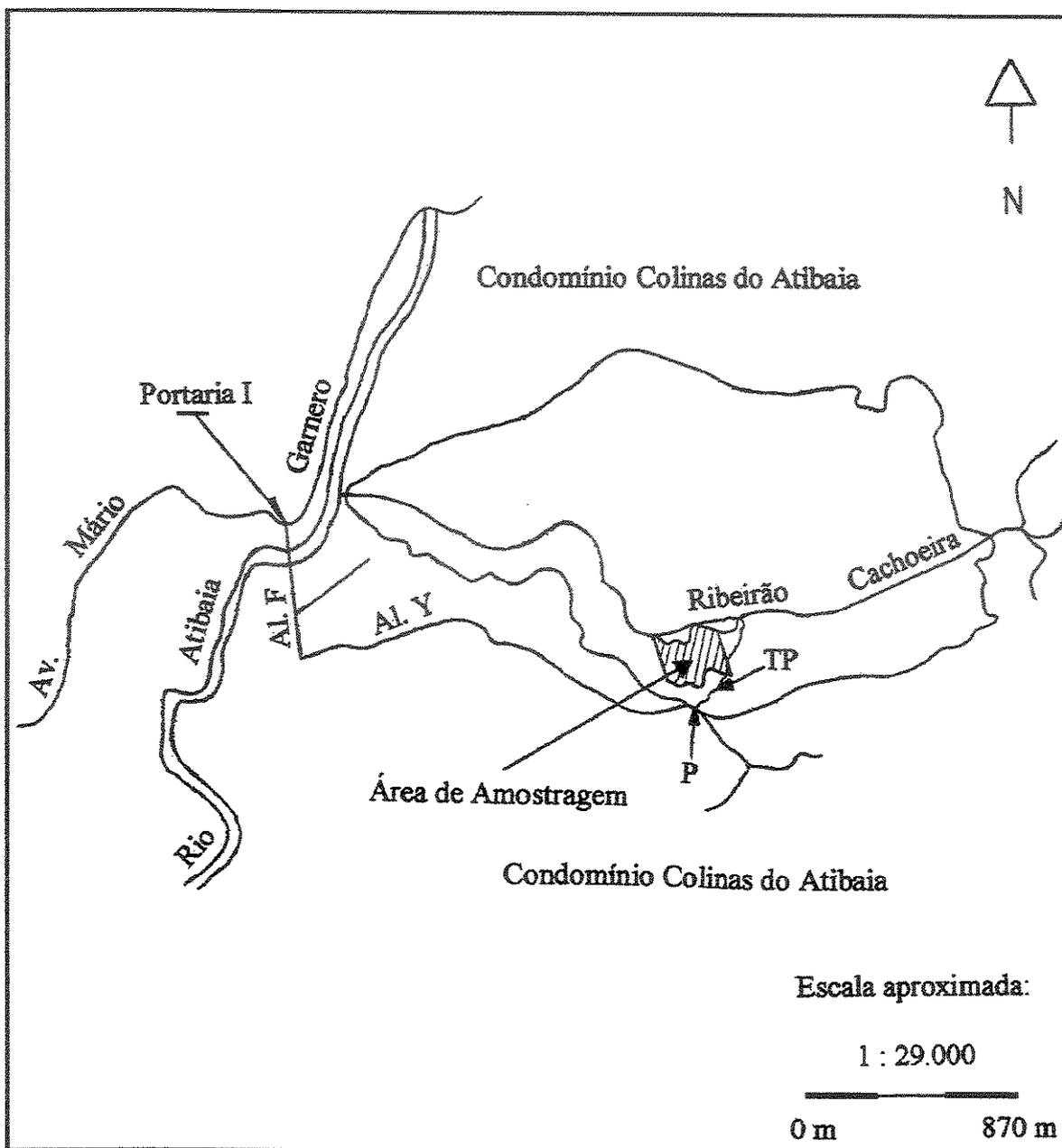


Figura 2. Localização e vias de acesso à área de amostragem dentro da Mata Ribeirão Cachoeira, Campina – SP. Al. F. – Alameda dos Flamboyants, Al. Y. – Alameda dos Ypês, P – portão, TP – trilha principal.

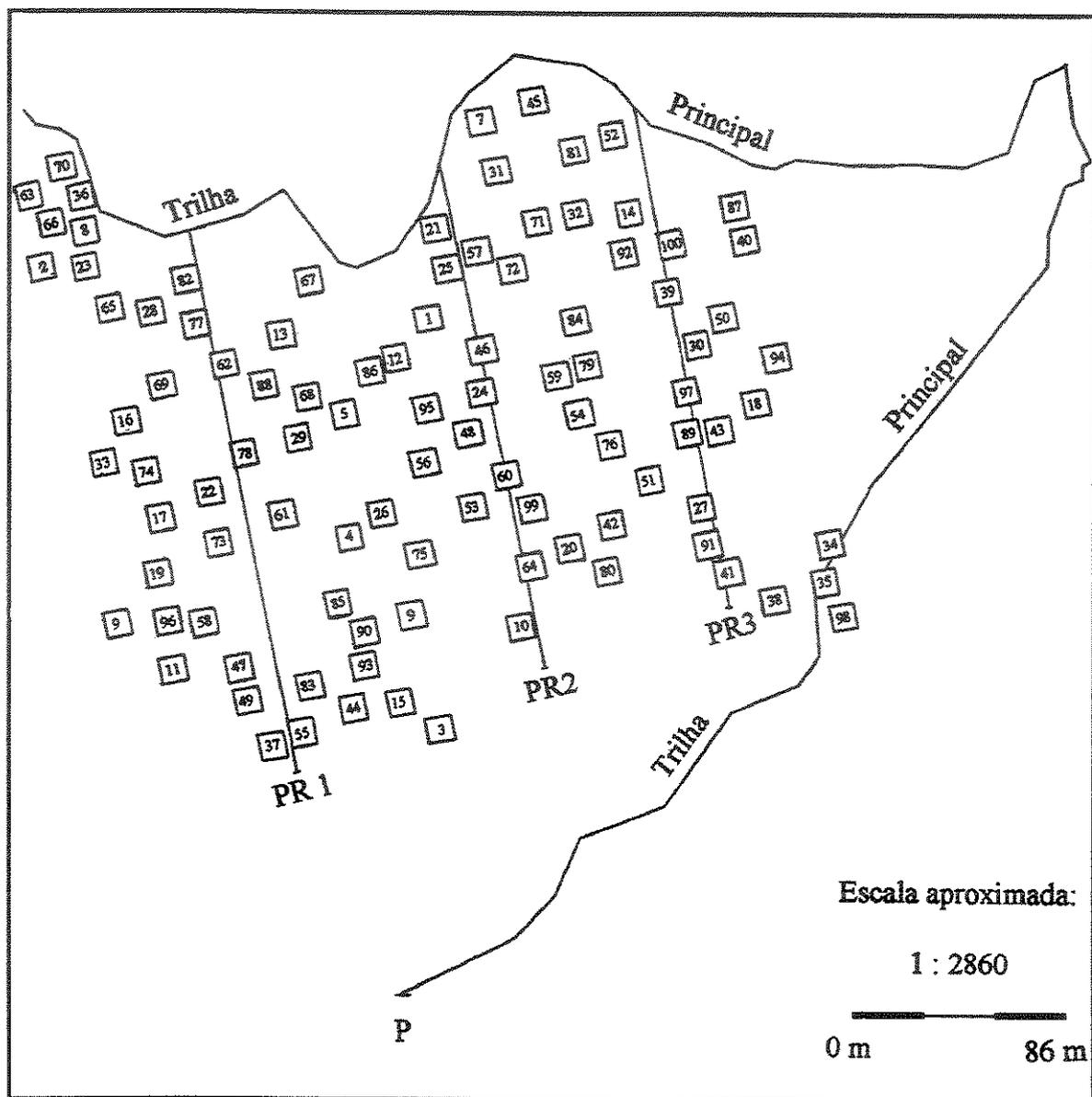


Figura 3. Localização das parcelas situadas na área de amostragem da Mata Ribeirão Cachoeira, Campinas – SP. P – portão, PR – picada de referência. As parcelas estão numeradas de 1 a 100.

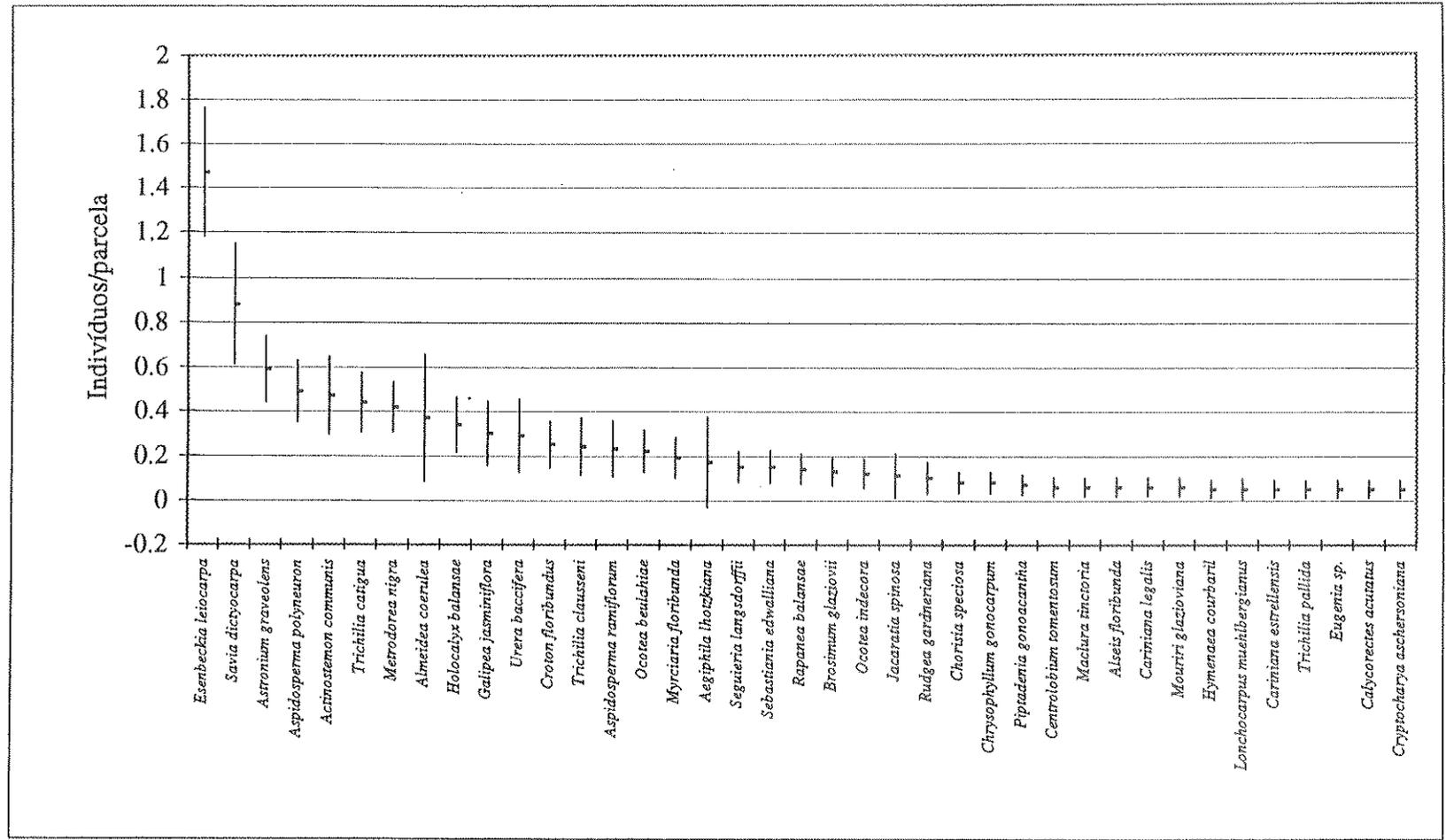


Figura 4. Valores médios de densidade por parcela das 39 espécies amostradas com cinco ou mais indivíduos em trecho de Floresta Estacional Semidecídua (Mata Ribeirão Cachoeira, Campinas, SP), acompanhados do intervalo de confiança a 95%.

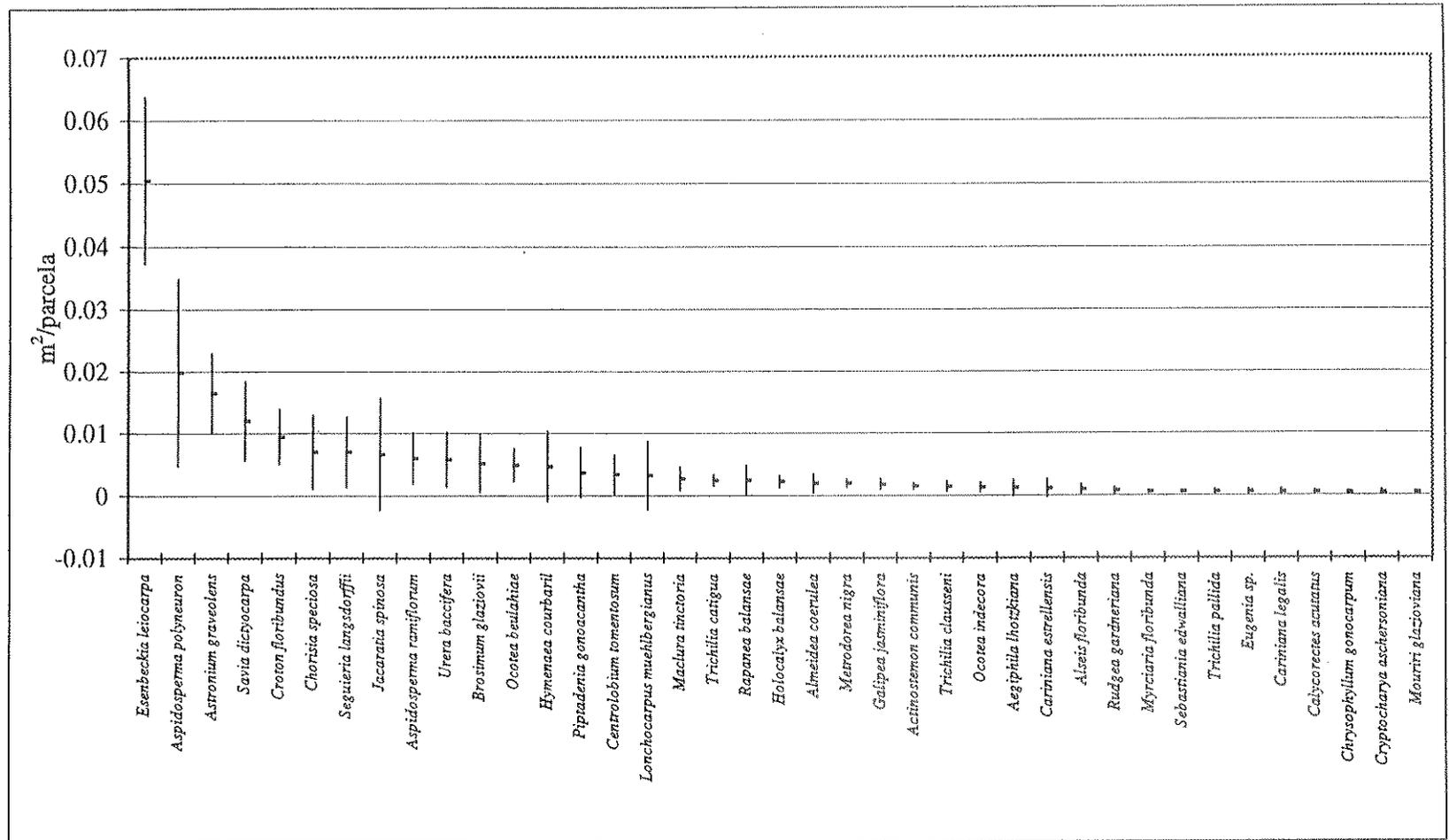


Figura 5. Valores médios de dominância por parcela das 39 espécies amostradas com cinco ou mais indivíduos em trecho de Floresta Estacional Semidecídua (Mata Ribeirão Cachoeira, Campinas, SP), acompanhados do intervalo de confiança a 95%.

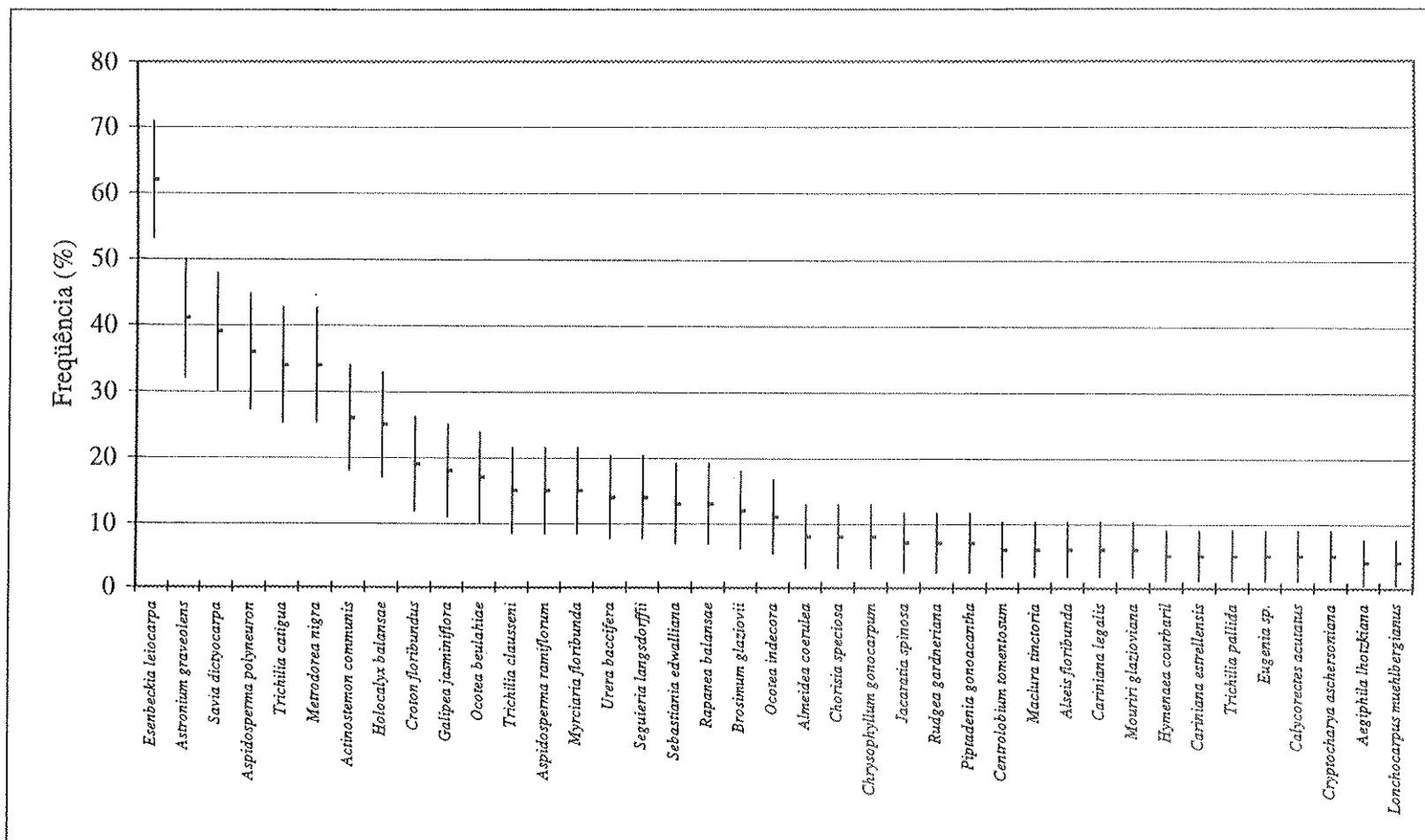


Figura 6. Valores de frequência das 39 espécies amostradas com cinco ou mais indivíduos em trecho de Floresta Estacional Semidecídua (Mata Ribeirão Cachoeira, Campinas, SP), acompanhados do intervalo de confiança a 95%.

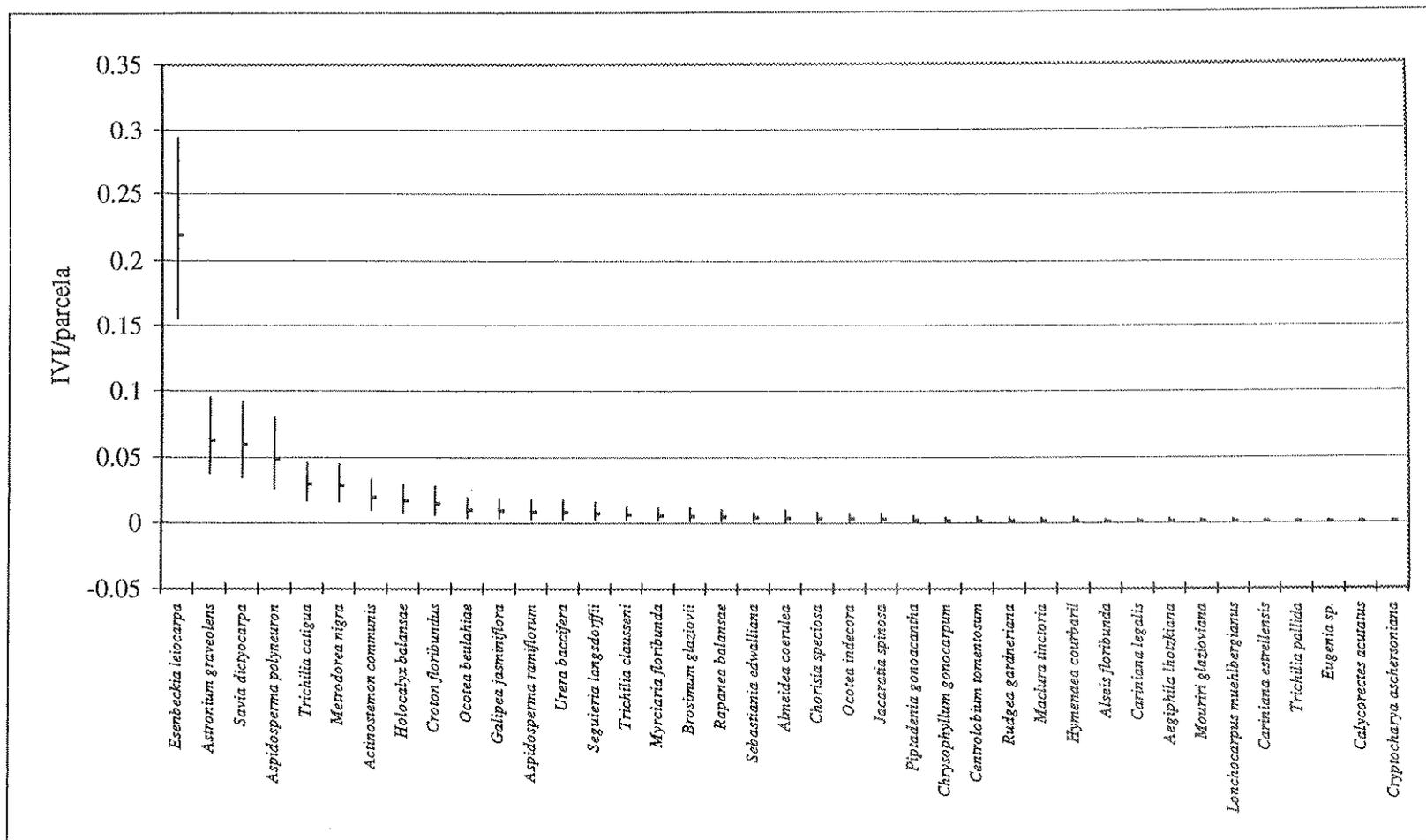


Figura 7. Valores médios de IVI por parcela das 39 espécies amostradas com cinco ou mais indivíduos em trecho de Floresta Estacional Semidecídua (Mata Ribeirão Cachoeira, Campinas, SP), acompanhados do intervalo de confiança a 95%.

CAPÍTULO 2: Relações de abundância entre espécies de seis comunidades arbóreas tropicais do sudeste do Brasil.^{1,2}

1. No formato da revista *Journal of Vegetation Science*
2. Tabelas e figuras no final do capítulo.

Resumo. As relações de abundância entre espécie tem sido representadas através de quatro modelos matemáticos básicos: o da série geométrica, série logarítmica, normal logarítmico e o da vara quebrada. Não há consenso sobre os processos biológicos envolvidos, mas, independentemente da hipótese subjacente, as observações iniciais relacionaram esses modelos com equilíbrio e riqueza (normal logarítmico), estresse ou perturbação (séries logarítmica e geométrica). A dominância impede o ajuste do modelo da vara quebrada para vegetação. Recentemente tais relações foram desafiadas sugerindo que outras características comunitárias responderiam melhor à riqueza, perturbação e estresse. O objetivo deste estudo foi investigar as relações entre os modelos de distribuição de abundância, concentração de dominância e equabilidade com riqueza, estresse e perturbação em seis comunidades arbóreas tropicais no sudeste do Brasil: duas comunidades em bom estado de conservação, duas perturbadas por fogo e duas em ambiente restritivo devido a estresse anaeróbico no solo. Os modelos não apresentaram relações consistentes com riqueza, perturbação ou estresse, enquanto a concentração de dominância foi maior nas comunidades submetidas a estresse ou perturbação. Nossos resultados sugerem que estes modelos de distribuição de abundância não são apropriados, ou pelo menos não são as melhores ferramentas, para detecção de padrões relacionados à riqueza, estresse ou perturbação em comunidades arbóreas tropicais.

Introdução

A investigação das relações de abundância entre espécies é uma das abordagens no estudo da diversidade e permite estabelecer um modelo para representar a relação entre a abundância e o número de espécies que possui determinada abundância. Se os dados se ajustarem à distribuição gerada por esse modelo, então um parâmetro da distribuição pode ser usado como estimativa da diversidade (Greig-Smith 1983). Um modelo é uma formulação verbal, matemática ou gráfica que pretende representar ou explicar um fenômeno (ACIESP 1997). O fenômeno da distribuição de abundância entre as espécies em comunidades ecológicas têm sido representado por formulações matemáticas e gráficas e explicado por formulações verbais (biológicas). Um modelo biológico geralmente está associado a um modelo matemático.

Modelos matemáticos

Os modelos matemáticos básicos de distribuição de abundância são a série geométrica (Motomura 1932 *apud* Whittaker 1965), série logarítmica (Fisher et al. 1943), normal logarítmico (Preston 1948) e vara quebrada ou “broken stick” (MacArthur 1957). Se a distribuição de abundância observada se ajustar à distribuição gerada pelo modelo da série geométrica, o parâmetro k pode ser usado para expressar o inverso da diversidade (Martins & Santos 1999), enquanto que o parâmetro α é utilizado como índice de diversidade no modelo da série logarítmica (Fisher et al. 1943). No modelo normal logarítmico utiliza-se a razão entre os parâmetros S^* (número total estimado de espécies) e σ (desvio padrão da distribuição), referida como λ , como medida de diversidade (Magurran 1988), enquanto que no da vara quebrada, por se tratar de uma distribuição altamente equitativa, o parâmetro S (número de espécies), pode ser

utilizado como medida de diversidade (Magurran 1988). Para uma revisão ver Martins & Santos (1999).

Fixando um parâmetro adicional do modelo normal logarítmico: $\gamma = 1$ (hipótese canônica (Preston 1948)), o parâmetro $k = 0,4$ da série geométrica e o parâmetro $\alpha = 5$ da série logarítmica May (1975) demonstrou que a concentração de dominância das distribuições geradas pelos quatro modelos, medida por D (Simpson 1949), diminui na medida em que o número de espécies aumenta. A partir de aproximadamente 10 espécies, a relação entre os modelos torna-se constante com a vara quebrada apresentando sempre a menor concentração de dominância seguida, em ordem crescente de D , pelos modelos normal logarítmico, série logarítmica e série geométrica. Esse gradiente de concentração de dominância ou de equabilidade, descrito matematicamente por May (1975), tem sido observado entre comunidades que ajustam os respectivos modelos (Magurran 1988).

Modelos biológicos

Esses modelos são utilizados para fazer inferências sobre a organização comunitária, ou seja, sobre os processos ecológicos ou evolutivos que resultam numa dada estrutura de abundância. As distribuições de abundância observadas em comunidades naturais podem ser explicadas a partir de modelos ou hipóteses biológicas (Magurran 1988). As hipóteses biológicas pressupõem que a abundância de uma espécie seja proporcional à quantidade de recursos que ela utiliza e que, dessa forma, a estrutura de abundância refletiria a estrutura de nichos na comunidade (Sugihara 1980). A hipótese do pré-esvaziamento de nicho (Whittaker 1972) está associada ao modelo da série geométrica. Admite-se que o hiper-espaço dos nichos seja esvaziado à medida que poucas espécies chegam em um hábitat dominado por um fator ecológico e se apropriam de uma mesma fração do hiper-espaço remanescente. Esta hipótese está também

associada ao modelo da série logarítmica (May 1975); a diferença entre as duas é que a chegada das espécies se daria a intervalos regulares na primeira e aleatórios na segunda. Sugihara (1980) propôs uma hipótese biológica associada ao modelo normal logarítmico. A distribuição de abundância seria definida por uma quebra sequencial e aleatória do hiper-espaço dos nichos, até que todas as espécies tenham sido acomodadas. No modelo biológico associado à vara quebrada, o espaço de nicho é considerado unidimensional e representado como uma vara que é quebrada aleatória e instantaneamente em tantos pedaços quantas forem as espécies (MacArthur 1957).

Dessa forma, quando a distribuição de abundância observada em uma comunidade natural puder ser representada por um dado modelo matemático, o modelo biológico correspondente poderia explicar essa distribuição. Os processos envolvidos poderiam ocorrer numa escala de tempo ecológica ou evolutiva. No primeiro caso a abundância das espécies seria o resultado de competição e outras interações e, no segundo, a abundância seria uma propriedade inata das espécies como resultado de coevolução (Wilson 1991).

Por outro lado, explicações puramente estatísticas também têm sido aplicadas à distribuições de abundância representadas por determinados modelos matemáticos (May 1975), e críticas têm sido feitas às hipóteses biológicas tradicionais (Ugland & Gray 1982). Além disso, Cohen (1968) mostrou que hipóteses diferentes e mesmo contraditórias podem gerar a mesma distribuição de abundância. Dessa forma, o estudo das relações de abundância não é suficiente para interpretar e explicar os processos operantes numa comunidade ecológica (Whittaker 1972). Apesar dessas limitações, os modelos matemáticos continuam sendo utilizados, sem evocar qualquer explicação biológica, como ferramentas para detecção de padrões consistentes entre comunidades naturais que possam vir a auxiliar no entendimento da organização dessas comunidades. A partir deste ponto estaremos tratando apenas dos modelos matemáticos. O modelo da vara quebrada tem dado bom ajuste em comunidades pequenas de organismos taxonomicamente relacionados (Pielou 1975; Magurran 1988), porém, comunidades vegetais em

geral não se ajustam ao modelo (Whittaker 1965; Wilson 1991; Wilson & Gitay 1995; Watkins & Wilson 1994). O modelo normal logarítmico é frequentemente encontrado em comunidades em equilíbrio constituídas por muitas espécies (Whittaker 1965; Hughes 1986; May 1975; Gray 1987), os modelos da série geométrica e série logarítmica ocorrem em comunidades pobres, perturbadas e em ambientes restritivos (Whittaker 1965, 1972; Gray 1987; MacArthur 1960). Segundo Hill & Hamer (1998), o fato do modelo normal logarítmico ser frequentemente encontrado em habitats não perturbados e o da série logarítmica em habitats perturbados tem levado ao uso desses modelos como indicadores de perturbação em comunidades naturais.

Recentemente, as relações empíricas entre distribuição de abundância e as características comunitárias descritas acima têm sido desafiadas (Watkins & Wilson 1994; Wilson & Gitay 1995; Wilson et al. 1996; Wilson et al. 1998). Segundo Wilson (1991), limitações nos métodos de ajuste aos diferentes modelos comprometem o valor das observações iniciais relacionando o tipo de distribuição às circunstâncias ecológicas. O fracasso recorrente em encontrar padrões consistentes envolvendo relações de abundância tem sido atribuído ao caráter individualista das comunidades estudadas (Watkins & Wilson 1994; Wilson & Gitay 1995). Contudo, as relações de abundância podem não refletir os mecanismos ecológicos que governam a organização comunitária (Watkins & Wilson 1994). Neste caso, outras características podem ser mais eficientes em revelar padrões. Conforme discutido anteriormente, espera-se que comunidades com diferentes tipos de distribuição de abundância apresentem diferentes concentrações de dominância ou equabilidade. Porém, a recíproca não é necessariamente verdadeira: devido à resistência dos modelos e/ou à sua insensibilidade à magnitude dos valores de abundância, comunidades com diferentes concentrações de dominância ou equabilidades podem ajustar ao mesmo modelo.

O objetivo deste trabalho é apresentar, ajustar e comparar os modelos de distribuição de abundância, descritos acima, em seis comunidades arbóreas com diferentes riquezas e sujeitas a

diferentes condições ecológicas: comunidades em bom estado de conservação, comunidades perturbadas por fogo e comunidades em ambiente restritivo devido a estresse anaeróbico. Nas comunidades bem conservadas e/ou mais ricas espera-se ajuste ao modelo normal logarítmico, nas comunidades perturbadas, em ambientes restritivos e/ou mais pobres espera-se ajuste ao modelo da série logarítmica ou série geométrica. O modelo da vara quebrada não é esperado pois não prevê o desenvolvimento de dominância (Greig-Smith 1983). Além desses modelos outros atributos comunitários serão testados: equabilidade, concentração de dominância e os parâmetros dos modelos que ajustarem às distribuições observadas, com objetivo de comparar suas capacidades de discriminação entre as comunidades.

Material e Métodos

Dados

Os dados utilizados provêm de descrições quantitativas de quatro Florestas Estacionais Semidecíduas (Veloso 1992) e duas Florestas Higrófilas (Leitão Filho 1982). A tabela 1 resume as informações sobre essas áreas. Duas florestas estacionais, a Mata Ribeirão Cachoeira (MRC) e a Mata da Fazenda São Vicente (SVI) são bem conservadas, sem registros recentes de perturbação antrópica. As outras duas, a Mata da Pedreira (PED) e a Mata do Pomar (POM) foram perturbadas por fogo num intervalo de até dez anos antes do levantamento. As Florestas Higrófilas são o Brejo do Instituto Agrônômico de Campinas (BIA) e o Brejo da Fazenda Santa Genebra (BSG). As duas últimas foram escolhidas como exemplos de hábitat restritivo devido às adaptações apresentadas pelas espécies que aí ocorrem em resposta ao estresse anaeróbico (Joly 1986; Joly 1991), causado pelo afloramento do lençol freático (Toniato et al. 1998).

Ajustes e teste de aderência

O ajuste aos modelos considerou o número de indivíduos como medida de abundância. Segundo Magurran (1988), para amostras grandes, esta variável comporta-se como uma variável contínua. Geralmente, numa amostragem, as espécies mais raras da comunidade não são incluídas. Mesmo que esta comunidade tenha uma distribuição normal logarítmica, a distribuição amostral será parcialmente velada, ou seja, não exibirá todas as classes do lado esquerdo de um histograma de frequência de classes de abundância. Nesse caso, diz-se que a distribuição é truncada e o ponto onde ela está truncada é conhecido como linha de véu (Preston 1948).

Os algoritmos e o procedimento para o ajuste foram apresentados por Magurran (1988) que utiliza como base, para ajuste e comparação, o histograma de frequência de classes de abundância para os modelos da vara quebrada, normal logarítmico truncado e série logarítmica e

o diagrama de rol de abundância logarítmica para a série geométrica. No primeiro caso, o eixo x apresenta as classes de abundância construídas utilizando \log_2 e, o eixo y o número de espécies em cada classe; no segundo caso, o eixo x apresenta as posições em ordem decrescente de abundância das espécies e, o eixo y as abundâncias em base logarítmica. A diferença do procedimento adotado aqui é que, para os quatro modelos, utilizou-se o histograma de frequência de classes de abundância e as classes tiveram os seguintes limites superiores para a normal logarítmica truncada: 0,5; 1,5; 2,5; 4,5; 8,5; 16,5 ... até o limite superior da classe da espécie mais abundante e, para os demais modelos: 1,5; 2,5; 4,5; 8,5; 16,5... até o limite superior da classe da espécie mais abundante. Para o ajuste à distribuição normal logarítmica truncada deve-se utilizar o método de Pielou (1975) e desconsiderar a primeira classe no teste de aderência. A aderência foi testada por Kolmogorov-Smirnov, duas amostras, com valores críticos corrigidos (Lilliefors 1967; Legendre & Legendre 1983). Esse teste é mais potente que χ^2 e, por isso, indicado para testes de aderência a modelos de distribuição de abundância (Hill & Hamer 1998; Basset et al. 1998).

Cálculos

As equações que descrevem as distribuições testadas aqui são:

Vara quebrada:

$$S_n = [S(S-1)/N](1-n/N)^{S-2}$$

onde:

S_n = número de espécies com n indivíduos;

N = número total de indivíduos;

S = número total observado de espécies.

Normal logarítmica truncada:

$$S_e = p_e S^*$$

onde:

S_e = número cumulativo de espécies na classe de abundância e ;

p_e = proporção cumulativa da curva normal correspondente à classe de abundância e ;

e = classe de abundância 0, cujo limite superior é 0,5, até a maior classe observada;

S^* = número total de espécies estimado.

Numa distribuição normal logarítmica, o logaritmo dos valores apresenta distribuição normal (Zar 1999). Portanto, para se obter p_e deve-se:

1. Calcular a média e variância do \log_{10} da abundância de todas as espécies sendo:

$$\bar{x} = \sum x_i / S$$

e

$$s^2 = \sum (x_i - \bar{x})^2 / S - 1$$

onde:

$i = 1, 2, \dots, S$;

\bar{x} = média do \log_{10} das abundâncias de todas as espécies;

x_i = \log_{10} da abundância da espécie i .

2. Calcular $\gamma = s^2 / (\bar{x} - x_0)^2$

onde:

$x_0 = -0,30103$; o \log_{10} do limite superior da classe de abundância das espécies não amostradas (abundância = 0), que é 0,5.

3. Obter o valor de θ , para o γ encontrado na tabela de Cohen (1961; Magurran 1988). Este valor permite estimar μ_x e V_x , a média e variância de x , sendo:

$$\mu_x = \bar{x} - \theta(\bar{x} - x_0)$$

e

$$V_x = s^2 + \theta(\bar{x} - x_0)^2$$

4. Determinar p_e substituindo ls na equação $z = (ls - \mu_x) / \sqrt{V_x}$, pelo \log_{10} do limite superior da classe “e” e entrando com o valor de z numa tabela de proporções da curva normal (Zar 1999). Quando o valor de z for negativo, esta tabela dá direto o valor de p_e , para valores positivos $p_e = 1$ menos o valor dado pela tabela. O limite superior da classe 0 é 0,5, que é o ponto onde se admite que a distribuição observada esteja truncada.

Para determinar S^* deve-se entrar com o valor de p_0 na expressão $S/(1-p_0)$.

Os valores não cumulativos das classes de abundância são obtidos subtraindo S_e de S_{e-1} .

O índice de diversidade da distribuição normal logarítmica é $\lambda = S^*/\sigma$, sendo $\sigma = \sqrt{V_x}$.

Série logarítmica:

$$S_n = \alpha x^n / n$$

onde:

S_n = número de espécies com n indivíduos;

x = constante < 1 ;

$\alpha = [N(1-x)]/x$ = constante e índice de diversidade.

Para se obter x , deve-se substituí-lo por diferentes valores na expressão $[(1-x)/x][-\ln(1-x)]$, até que ela iguale S/N .

Série geométrica:

$$n_i = NC_k k(1-k)^{i-1}$$

onde:

n_i = número de indivíduos da espécie na posição i da ordem decrescente de abundância;

$C_k = (1-(1-k)^{-1})^{-1}$ = constante de normalização que assegura que $\sum n_i = N$;

k = a proporção da abundância remanescente alocada para cada espécie.

Para obter k deve-se substituí-lo por diferentes valores na expressão $[k/(1-k)][(1-k)^s]/[1-(1-k)^s]$, até que ela iguale N_{\min}/N , onde:

N_{\min} = é o número de indivíduos da espécie menos abundante.

O índice de diversidade da série geométrica é $1/k$.

A riqueza (S) foi estimada através do método de rarefação de Hurlbert (1971), a equabilidade foi estimada pelo índice E de Bulla (1994), a concentração de dominância pelo índice D de Simpson (1949) e a diversidade pelos parâmetros dos modelos que ajustaram aos dados (λ e α). O método de rarefação elimina a influência do tamanho da amostra na comparação da riqueza, permitindo uma comparação direta da riqueza esperada para um mesmo número de indivíduos amostrados (Hurlbert 1971; Magurran 1988). Neste trabalho, adotou-se 380 indivíduos como base para comparação, já que problemas computacionais impediram o cálculo da riqueza com o número de indivíduos da menor amostra que é 522. O índice de equabilidade E permite a determinação do intervalo de confiança aumentando a consistência da comparação entre amostras de diferentes tamanhos e número de espécies, fatores que afetam fortemente a equabilidade (Hurlbert 1971; Hill 1973). A concentração de dominância, estimada por D, apresenta nenhuma ou pouca influência do tamanho amostral (Simpson 1949; Magurran 1988). Os parâmetros λ e α são correlacionados e possuem elevado poder de discriminação, contudo α é preferível por ser mais fácil de calcular e permitir a determinação de seus limites de confiança (Magurran 1988).

Resultados

Riqueza

As comunidades apresentaram riqueza estimada variando de 24 a 81 espécies. Comunidades bem conservadas apresentaram maior riqueza, com as matas de brejo no outro extremo da distribuição e as matas perturbadas em posições intermediárias (tabela 2, figura 1).

Vara quebrada

Os valores de D_{max} , que mede o desvio entre as distribuições observadas e esperadas pelos modelos, são muito elevados para que possam ser considerados casuais (probabilidade muito pequena). Portanto rejeitou-se a hipótese nula (distribuição observada igual à esperada pelo modelo), para todas as comunidades (tabela 3, figuras 2 a 7). O uso do parâmetro S como estimativa de diversidade só faz sentido se as distribuições observadas apresentarem um bom ajuste ao modelo, ou seja, elevada equabilidade e, para amostras de tamanho semelhante (Magurran 1988).

Normal logaritmico

O ajuste ao modelo normal logaritmico foi confirmado para todas as comunidades (tabela 3, figuras 8 a 13).

Série logarítmica

A distribuição observada e esperada pelo modelo da série logarítmica pode ser vista nas figuras 14 a 19. Houve ajuste ao modelo para todas as comunidades, exceto MRC e PED (tabela 3).

Série geométrica

Nenhuma comunidade apresentou aderência à série geométrica (tabela 3, figuras 20 a 25).

Dessa forma não se calculou o índice de diversidade $1/k$.

α

Os valores de α variaram entre 6,7 e 34,1 para BIA e MRC respectivamente, com o mesmo padrão observado para a riqueza (tabela 2, figura 26).

λ

A diversidade estimada por λ foi menor para BIA (46) e maior para MRC (211), apresentando resultados semelhantes à riqueza e α (tabela 2, figura 27).

E

POM e BSG apresentaram respectivamente a menor e maior equabilidades com $E = 0,33$ e $0,40$ (tabela 2, figura 28).

D

O padrão de variação da concentração de dominância é igual ao observado para a riqueza, α e λ exceto que BSG e BIA inverteram as posições (tabela 2, figura 29). O maior valor de D foi em BSG (0,130) e o menor em MRC (0,042).

Discussão

Vara quebrada

Os resultados obtidos concordam com a afirmação de que comunidades vegetais, em geral, não se ajustam ao modelo da vara quebrada (Whittaker 1965; Wilson 1991; Wilson & Gitay 1995; Watkins & Wilson 1994). Segundo Greig-Smith (1983), o modelo é impróprio para a vegetação, pois não prevê o desenvolvimento de dominância. Hairston (1959) atribuiu o desvio à aleatoriedade da distribuição de abundância prevista pelo modelo à organização comunitária. Organização comunitária pode ser definida como qualquer padrão não aleatório de arranjo de espécies (Kodric-Brown & Brown 1993). Neste sentido, podemos considerar o desvio ao arranjo aleatório de distribuição de abundância previsto pelo modelo da vara quebrada como um indicativo de organização das comunidades em análise.

Normal logarítmico

O ajuste ao modelo não revelou nenhuma relação com a riqueza, estresse ou perturbação pois todas as comunidades se ajustaram ao modelo. Hill & Hamer (1998) defendem o uso do modelo normal logarítmico como indicador de ausência de perturbação em comunidades naturais. Contudo, Nummelin (1998) demonstrou que a aderência ao modelo depende do tempo decorrido após a perturbação e do tipo de comunidade em estudo e que a não conformidade ao modelo normal logarítmico não pode ser encarada como um indicador simples e universal de perturbação. Por outro lado, os resultados obtidos aqui mostram que mesmo comunidades perturbadas, podem ajustar o modelo normal logarítmico desencorajando o seu uso como indicador de perturbação. O mesmo pode-se dizer de sua utilização como indicador de estresse e riqueza. A análise visual dos histogramas de frequência de classes de abundância sugere que a distribuição normal logarítmica nem sempre constitui o melhor ajuste aos dados. Dessa forma, aquela abordagem poderia ser

melhorada aplicando-se métodos de análise que permitam distinguir qual o melhor ajuste (Wilson 1991). Contudo, análises desse tipo também têm falhado em detectar padrões consistentes entre riqueza, estresse ou perturbação e o ajuste ao modelo normal logarítmico (Watkins & Wilson 1994; Wilson & Gitay 1995; Wilson et al. 1996; Wilson et al. 1998).

Série logarítmica

Quatro comunidades apresentaram ajuste ao modelo da série logarítmica e, nas quatro, o ajuste também foi confirmado para o normal logarítmico. A aderência aos dois modelos pelo mesmo conjunto de dados é comum quando a distribuição normal logarítmica esta truncada próximo à classe de abundância modal (Magurran 1988). O ponto onde a distribuição está truncada é conhecido como linha de véu. A linha de véu esconde as espécies raras da comunidade e, na medida em que o esforço amostral aumenta, ela desloca-se para a esquerda revelando mais espécies e permitindo uma distinção mais clara entre os modelos normal logarítmico e série logarítmica (Magurran 1988). Isto ocorre porque a série logarítmica não dá bom ajuste para a porção da curva à esquerda da classe de abundância modal (Magurran 1988). Dessa forma, o ajuste da série logarítmica pode ser uma consequência do tamanho da amostra (May 1975). Isso poderia explicar o seu ajuste em SVI, uma mata bem conservada, mas não explica a ausência de ajuste em PED, mata perturbada. Portanto, nossos resultados não permitem encorajar o uso da série logarítmica como indicador de riqueza, perturbação ou estresse em comunidades naturais.

Série geométrica

As relações empíricas entre condições estressantes, perturbação e baixa riqueza com a série geométrica não foram confirmadas pelas distribuições observadas nas matas de brejo e nas matas perturbadas. Resultados semelhantes foram encontrados por Watkins & Wilson (1994) e Wilson et al. (1996) em relação ao rigor ambiental e riqueza de espécies e por Wilson et al.

(1998) em relação à perturbação. O ajuste a esse modelo depende de S , número de espécies observado (May 1975). Se S for grande, o resultado da expressão $[k/(1-k)][(1-k)^S]/[1-(1-k)^S]$ é muito pequeno comparado a N_{\min}/N . Nesse caso, deve-se diminuir k para igualar o valor das duas expressões (ver Material e Métodos). Como k é a proporção da abundância remanescente alocada para cada espécie, quando S é grande, a diferença entre as abundâncias das espécies no rol de abundância é pequena, ou seja, a concentração de dominância é baixa. Neste trabalho, o valor de k , ajustado para as comunidades com menor riqueza, foi de 0,14 para BIA e 0,11 para BSG com 33 e 36 espécies respectivamente, gerando, ainda assim, distribuições com menor concentração de dominância do que as observadas: $D = 0,076$ (ajustada para BIA) \times 0,117 (observada para BIA) e $D = 0,059$ (ajustada para BSG) \times 0,130 (observada para BSG). Dessa forma, assim como a vara quebrada, a série geométrica é imprópria para as comunidades tratadas aqui por não prever o desenvolvimento de dominância. O gradiente de concentração de dominância descrito por May (1975), e discutido anteriormente, é válido para os parâmetros k , da série geométrica, e α , série logarítmica, fixos em 0,4 e 5 respectivamente. Fixando outros valores para estes parâmetros, o gradiente não se mantém. Por outro lado, os valores utilizados por May são condizentes com a riqueza das comunidades que normalmente ajustam às séries, ou seja comunidades pobres (May 1975, Magurran 1988). Portanto, o gradiente de equabilidade é sempre encontrado entre distribuições empíricas de comunidades que ajustam aos diferentes modelos, porém, não necessariamente entre distribuições teóricas geradas por estes.

Dessa forma, os modelos de distribuição de abundância não foram apropriados como preditores de riqueza, estresse e perturbação nas comunidades estudadas. Outras características comunitárias, contudo, responderam melhor àqueles fatores.

λ e α

Podemos utilizar tanto λ quanto α como índice de diversidade, pois os dois parâmetros apresentaram resultados semelhantes, mostrando um gradiente de diversidade semelhante ao observado para a riqueza estimada por rarefação, com comunidades bem conservadas apresentando maior diversidade, matas de brejo no outro extremo do gradiente e matas perturbadas em posições intermediárias. Essa semelhança é esperada uma vez que α e λ são bastante sensíveis ao número de espécies (Magurran 1988). Não houve sobreposição dos intervalos de confiança de α para POM, BSG e BIA com MRC e SVI, evidenciando as diferenças na riqueza entre comunidades.

E e D

Ao contrário da riqueza, λ e α , a equabilidade não mostrou relação com perturbação ou estresse. As únicas comunidades que não apresentam sobreposição dos intervalos de confiança são BIA e BSG. O mesmo não ocorre com a concentração de dominância que mostrou um gradiente parecido aos observados para riqueza, λ e α com as comunidades de brejo e perturbadas apresentando maior concentração de dominância. Segundo Bulla (1994), o índice E de equabilidade dá o mesmo peso para espécies raras ou muito abundantes. O mesmo não ocorre com a concentração de dominância medida pelo índice de Simpson, pois a composição de D é determinada preponderantemente pelas espécies mais abundantes. Portanto, as peculiaridades na estrutura de abundância relacionadas às condições de estresse ou perturbação ocorrem, principalmente, na cauda da distribuição correspondente às espécies mais abundantes, e não na distribuição como um todo. A indiferença dos modelos normal logarítmico e série logarítmica ao estresse e perturbação pode ser explicada pela sua resistência a desvios em uma única cauda da distribuição e/ou à sua insensibilidade à magnitude dos valores de abundância das espécies.

Considerando a variação de λ e α como uma resposta às variações da riqueza, podemos considerar que os atributos comunitários que variaram com estresse e perturbação foram riqueza e concentração de dominância. De acordo com Grime (1983), altos níveis de estresse e perturbação diminuem a riqueza uma vez que menos espécies estão aptas a sobreviver. No caso das Matas de Brejo, a sobrevivência depende de adaptações metabólicas ou morfológicas a ambientes alagados (Joly & Crawford 1982) que poucas espécies desenvolveram (Joly 1991). Dessa forma, a diversidade estimada por índices sensíveis à riqueza como Shannon (Magurran 1988) é significativamente menor em matas sujeitas a freqüentes inundações do que em florestas estacionais semidecíduas inundadas apenas ocasionalmente (Metzger et al. 1998). A maior concentração de dominância em comunidades de brejo e perturbadas pode não ter significado ecológico pois é esperado que comunidades mais pobres tenham menor equabilidade por razões puramente estatísticas (Cotgreave & Harvey 1994). Porém, o índice de Simpson é pouco influenciado pela riqueza (Magurran 1988) e o fenômeno da dominância é esperado em ambientes sob estresse e perturbação (May 1975). Em comunidades submetidas a estresse e perturbação um único fator ecológico poderia predominar na ecologia comunitária. Nessa circunstância, espécies com diferentes habilidades competitivas em relação ao fator predominante, dividiriam espaço de nicho de forma bastante hierarquizada (May 1975). Por outro lado, se vários fatores exercessem papel semelhante na determinação da abundância das espécies e estas apresentassem diferentes habilidades competitivas em relação a diferentes fatores, a concentração de dominância seria menor. Desta forma, em comunidades sob estresse ou perturbação, um menor número de espécies competiria de forma mais hierarquizada do que em comunidades em ambientes onde esses fatores ocorrem em menor intensidade. Contudo, dado o pequeno número de comunidades comparadas, é mais indicado confirmar o padrão observado antes de qualquer esforço no sentido de testar essa hipótese.

A comparação de um maior número de comunidades também poderia proporcionar uma avaliação mais precisa do uso de modelos de distribuição de abundância na detecção de padrões. Porém, os resultados obtidos por Wilson et al. (1996), comparando 84 comunidades, sugerem, assim como neste trabalho, que o ajuste a modelos de distribuição de abundância não é o melhor procedimento para detecção de padrões relacionados à riqueza, estresse ou perturbação em comunidades naturais.

Referências bibliográficas

- ACIESP. 1997. *Glossário de Ecologia*. Academia de Ciências do Estado de São Paulo. São Paulo.
- Basset, Y., Novotny, V., Miller, S.E. & Springate, N.D. 1998. Assessing the impact of forest disturbance on tropical invertebrates: some comments. *Journal of Applied Ecology* 35: 461-466.
- Bernacci, L.C. 1992. *Estrutura florística e fitossociológica de uma floresta no município de Campinas, com ênfase nos componentes herbáceo e arbustivo*. Dissertação de mestrado, Universidade Estadual de Campinas, Campinas.
- Bulla, L. 1994. An index of evenness and its associated diversity measure. *Oikos* 70: 167-171.
- Catharino, E.L.M. 1989. *Estudos fisionômico, florístico e fitossociológico em matas residuais secundárias do município de Piracicaba, SP*. Dissertação de mestrado, Universidade Estadual de Campinas, Campinas.
- Cohen, A.C. Jr. 1959. Simplified estimators for the normal distribution when samples are singly censored or truncated. *Technometrics* 1: 217-237.
- Cohen, A.C. Jr. 1961. Tables of maximum likelihood estimates: singly truncated and singly censored samples. *Technometrics* 3: 535-541.

Cohen, J.E. 1968. Alternative derivations of a species abundance relation. *The American Naturalist* 102: 165-172.

Cotgreave, P. & Harvey, P. 1994. Evenness of abundance in bird communities. *Journal of Animal Ecology* 63: 365-374.

Fisher, R.A., Corbert, A.S. & Williams, C.B. 1943. The relation between the number of species and the number of individuals in a random sample of an animal population. *Journal of Animal Ecology* 12: 42-58.

Gray, J.S. 1987. Species-abundance patterns. In: Gee, J.H.R. & Giller, P.S. (eds.) *Organization of communities: past and present*. Blackwell Science, Oxford.

Greig-Smith, P. 1983. *Quantitative plant ecology*. 3th ed. Blackwell, Oxford.

Grime, J.P. 1983. *Plant strategies and vegetation processes*. John Wiley and Sons, New York.

Hairston, N. G. 1959. Species abundance and communities organization. *Ecology* 40: 404-416.

Hill, M.O. 1973. Diversity and evenness: a unifying notation and its consequences. *Ecology* 54: 427-432.

Hill, J.K. & Hamer, K.C. 1998. Using species abundance models as indicators of habitat disturbance in tropical forests. *Journal of Applied Ecology* 35: 458-460.

Hughes, R.G. 1986. Theories and models of species abundance. *The American Naturalist* 128: 879-899.

Hurlbert, S.H. 1971. The nonconcept of species diversity: a critique and alternative parameters. *Ecology* 52: 577-586.

Joly, C.A. 1986. Heterogeneidade ambiental e diversidade de estratégias adaptativas de espécies arbóreas de mata de galeria. *Anais do X simpósio da Academia de Ciências do Estado de São Paulo* 1: 19-38.

Joly, C.A. 1991. Flooding tolerance in tropical trees. In: Jacksons, M.B., Daves, D.D & Lambers, H. (eds.) *Plant life under oxygen deprivation*. SPB Academic Publishing. The Hague.

Joly, C.A. & Crawford, R.M.M. 1982. Variation in tolerance and metabolic responses to flooding in some tropical trees. *Journal of Experimental Botany* 33: 799-809.

Kodric-Brown, A. & Brown, J.H. 1993. Highly structured fish communities in Australian desert springs. *Ecology* 74: 1847-1855.

Legendre, L. & Legendre, P. 1983. *Numerical ecology*. Elsevier Scientific Publishing Company, New York.

Leitão Filho, H.F. 1982. Aspectos taxonômicos das florestas do estado de São Paulo. *Silvicultura em São Paulo* 16: 197-206.

Lilliefors, H.W. 1967. The Kolmogorov-Smirnov test for normality with mean and variance unknown. *Journal of American Statistic Association* 62: 399-402.

MacArthur, R.H. 1957. On the relative abundance of bird species. *Proceedings of the National Academy of Science* 43: 293-295.

MacArthur, R.H. 1960. On the relative abundance of species. *The American Naturalist* 94: 25-36.

Magurran, A.E. 1988. *Ecological diversity and its measurement*. Princeton University Press, Princeton.

Martins, F.R. & Santos, F.A.M. 1999. Técnicas usuais de estimativa da biodiversidade. *Revista Holos*, edição especial: 236-267.

May, R. M. 1975. Patterns of species abundance and diversity. In: Cody, M. L. & Diamond, J. M. (eds.) *Ecology and evolution of communities*. pp. 81-120. Belknap Press of the Harvard University Press, Cambridge.

Metzger, J.P., Goldenberg, R. & Bernacci, L.C. 1998. Diversidade e estrutura de fragmentos de mata de várzea e de mata mesófila semidecídua submontana do Rio Jacaré-Pepira (SP). *Revista Brasileira de Botânica* 21: 321-330.

Motomura, I. 1932. A statistical treatment of associations. *Japanese Journal of Zoology* 44: 379-383.

Nummelin, M. 1998. Log-normal distribution of species abundances is not a universal indicator of rain forest disturbance. *Journal of Applied Ecology* 35: 454-457.

Pielou, E.C. 1975. *Ecological Diversity*. Wiley, New York.

Preston, F. W. 1948. The commonness and rarity of species. *Ecology* 29: 254-283.

Simpson, E.H. 1949. Measurement of diversity. *Nature* 163: 688.

Sugihara, G. 1980. Minimal community structure: an explanation of species abundance patterns. *The American Naturalist* 116: 770-787.

Tabanez, A.J.A., Viana, V.M. & Dias, A.D.S. 1997. Conseqüências da fragmentação e do efeito de borda sobre a estrutura, diversidade e sustentabilidade de um fragmento de floresta de planalto de Piracicaba, SP. *Revista Brasileira de Biologia* 57: 47-60.

Toniato, M.T.Z., Leitão Filho, H.F. & Rodrigues, R.R. 1998. Fitossociologia de um remanescente de floresta higrófila (mata de brejo) em Campinas, SP. *Revista Brasileira de Botânica* 21: 197-210.

Torres, R.B., Matthes, L.A.F. & Rodrigues, R.R. 1994. Florística e estrutura do componente arbóreo de mata de brejo em Campinas, SP. *Revista Brasileira de Botânica* 17: 189-194.

Ugland, K.I. & Gray, J.S. 1982. Lognormal distributions and the concept of community equilibrium. *Oikos* 39: 171-178.

Veloso, H.P. 1992. Sistema fitogeográfico. In: IBGE *Manual técnico da vegetação brasileira*. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Rio de Janeiro.

Watkins, A.J. & Wilson, J.B. 1994. Plant community structure, and its relation to the vertical complexity of communities: dominance/diversity and spacial rank consistency. *Oikos* 70: 91-98.

Whittaker, R.H. 1965. Dominance and diversity in land plant communities. *Science* 147: 250-260.

Whittaker, R.H. 1972. Evolution and measurement of species diversity. *Taxon* 21: 213-251.

Wilson, J.B. 1991. Methods of fitting dominance/diversity curves. *Journal of Vegetation Science* 2: 35-46.

Wilson, J.B. & Gitay, H. 1995. Community structure and assembly rules in a dune slack: variance in richness, guild proportionality, biomass constancy and dominance/diversity relations. *Vegetatio* 116: 93-106.

Wilson, J.B., Gitay, H. Steel, J.B. & King, W.McG. 1998. Relative abundance distributions in plant communities: effects of species richness and of spacial scale. *Journal of Vegetation Science* 9: 213-220.

Wilson, J.B., Wells, T.C.E., Trueman, I.C., Jones, G., Atkinson, M.D., Crawley, M.J., Dodd, M.E. & Silvertown, J. 1996. Are there assembly rules for plant species abundance? An investigation in relation to soil resources and successional trends. *Journal of Ecology* 84: 527-538.

Zar, J.H. 1999. *Biostatistical analysis*. 4th ed. Prentice Hall, New Jersey.

Apêndice

Seja $X \sim \text{Normal}(\mu, \sigma^2)$ truncada à esquerda, isto é, só serão considerados os valores x de X tais que $x \geq x_0$. φ e F denotarão, respectivamente, a função de densidade e função de distribuição acumulada da $N(0,1)$, ou seja:

$$\varphi(t) = (1/\sqrt{2\pi}) \exp(-0,5 t^2) \quad \text{e} \quad F(t) = \int_{-\infty}^t f(s) ds$$

A função de verossimilhança de uma amostra $\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ extraída da distribuição X acima descrita é dada por:

$$L(x_1, x_2, \dots, x_n, \mu, \sigma, \xi) = (1 - F(\xi))^n (\sigma \sqrt{2\pi})^{-n} \exp[-1/2\sigma^2 \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2]$$

$$\text{onde } \xi = (x_0 - \mu)/\sigma$$

Observação 1: é importante conhecer ξ para saber a massa da distribuição que está sendo truncada, que é precisamente $F(\xi)$. Nestas condições, ξ deve ser estimado conjuntamente com μ e σ .

Assim, as equações de verossimilhança são:

$$x_0 - \mu = \sigma \xi$$

$$\bar{x} - \mu = \sigma Z$$

$$s^2 + (\bar{x} - \mu)^2 = \sigma^2 (1 + \xi Z)$$

$$\text{onde } Z(\xi) = \varphi(\xi) / (1 - F(\xi));$$

e \bar{x} e s^2 são a média e variância amostrais, respectivamente, isto é:

$$\bar{x} = 1/n \left(\sum_{i=1}^n x_i \right) \quad \text{e} \quad s^2 = 1/n \left[\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \right]$$

Observação 2: assumiremos, a partir desse momento, que $\xi < 0$ (equivalentemente: $x_0 < \mu$), pois isso significa que a massa truncada é menor que 0,5, o que é verdadeiro na prática.

Observação 3: a derivada

$$Z'(\xi) = [(\varphi(\xi))^2 + \varphi'(\xi) (1 - F(\xi))] / (1 - F(\xi))^2$$

é estritamente positiva se $\xi < 0$ (pois, neste caso, $\varphi'(\xi) > 0$), o que garante que, nessas condições, Z é estritamente crescente e, portanto, injetora (unicidade de solução).

De acordo com Cohen (1959), pode-se reformular as equações de verossimilhança da seguinte forma:

$$\begin{aligned}\sigma^2 &= s^2 + \theta (\bar{x} - x_0)^2 \\ \mu &= \bar{x} - \theta (\bar{x} - x_0) \\ [1 - Z(Z - \hat{\xi})]/(Z - \hat{\xi})^2 &= s^2/(\bar{x} - x_0)^2 \\ \text{onde } \theta(\xi) &= Z(\hat{\xi})/(Z(\hat{\xi}) - \hat{\xi})\end{aligned}$$

Observação 4: por definição, $Z(\xi) > 0$ e também $Z(\xi) > \xi$ (sempre supondo $\xi < 0$), então é claro que $\theta > 0$.

Observação 5: $\theta'(\xi) > 0$ já que:

$$\theta'(\hat{\xi}) = [Z(\hat{\xi}) - (Z'(\hat{\xi}))\hat{\xi}]/(Z(\hat{\xi}) - \hat{\xi})^2$$

dado que $Z'(\hat{\xi}) > 0$ (observação 3); isso garante, mais uma vez, que a aplicação $\xi \rightarrow \theta(\xi)$ é injetora e, portanto, $\theta(\xi)$ é univocamente determinado por ξ e vice-versa (sempre consideramos $\xi > 0$).

Assim sendo, é equivalente conhecer ξ ou conhecer θ . No trabalho de Cohen (1959) encontra-se uma tabela dos valores de θ calculados a partir de características da amostra. Assim é possível calcular os estimadores a partir da segunda versão das equações de verossimilhança.

Observação 6: θ é calculado como a solução numérica da equação:

$$[1 - Z(Z - \hat{\xi})]/(Z - \hat{\xi})^2 = s^2/(\bar{x} - x_0)^2;$$

dado que o trabalho de Cohen é do ano de 1959, seria interessante recalculer os valores da sua tabela utilizando técnicas atuais de cálculo numérico.

Tabela 1. Características gerais das seis florestas consideradas para o ajuste aos modelos de distribuição de abundância. MRC = Mata Ribeirão Cachoeira, SVI = Mata da Faz. São Vicente, PED = Mata da Pedreira, POM = Mata do Pomar, BIA = Brejo do IAC e BSG = Brejo da Faz. Santa Genebra. O clima é de acordo com o sistema de Köppen.

Sigla	Local	Clima	Método	Referência
MRC	Campinas/SP	Cwa	parcelas	Este trabalho
SVI	Campinas/SP	Cfa	parcelas	Bernacci 1992
PED	Piracicaba/SP	Cwa	parcelas	Catharino 1989
POM	Piracicaba/SP	Cwa	parcelas	Tabanez et al. 1997
BIA	Campinas/SP	Cwa	censo	Torres et al. 1994
BSG	Campinas/SP	Cwa	parcelas	Toniato et al. 1998

Tabela 2. Riqueza (S), índices de diversidade α , λ , equabilidade (E), concentração de dominância (D) da Mata Ribeirão Cachoeira (MRC), Mata da Faz. São Vicente (SVI), Mata da Pedreira (PED), Mata do Pomar (POM), Brejo do IAC (BIA) e Brejo da Faz. Santa Genebra (BSG). Valores de α e E acompanhados da semiamplitude dos intervalos de confiança a 95%.

Parâmetros	MRC	SVI	PED	POM	BSG	BIA
S	81	71	63	44	33	24
α	34,1 (6,14)	26,7 (5,70)	22,0 (5,12)	13,6 (3,88)	8,7 (2,83)	6,7 (2,23)
λ	211	156	137	88	56	46
E	0,36 (0,029)	0,39 (0,043)	0,35 (0,045)	0,33 (0,039)	0,40 (0,038)	0,34 (0,018)
D	0,042	0,057	0,101	0,108	0,130	0,117

Tabela 3. Valores de D_{max} e p do teste de aderência aos modelos da vara quebrada (VQ), normal logarítmico (LN), série logarítmica (LS) e série geométrica (SG) para a Mata Ribeirão Cachoeira (MRC), Mata da Faz. São Vicente (SVI), Mata da Pedreira (PED), Mata do Pomar (POM), Mata de Brejo do IAC (BIA) e Mata de Brejo da Faz. Santa Genebra (BSG). Valores significativos estão em negrito. H_0 : distribuição observada é igual à esperada pelo modelo.

Comunidades	VQ	LN	LS	SG
MRC	0,31756	0,05974	0,10888	0,23529
	p<0,01	p>0,05	p<0,05	p<0,01
SVI	0,25012	0,02566	0,06991	0,21429
	p<0,01	p>0,05	p>0,05	p<0,01
PED	0,31734	0,05789	0,10866	0,26761
	p<0,01	p>0,05	p<0,05	p<0,01
POM	0,34838	0,04791	0,12433	0,26000
	p<0,05	p>0,05	p>0,05	p<0,01
BSG	0,27291	0,05676	0,04729	0,16667
	p<0,01	p>0,05	p>0,05	p<0,05
BIA	0,39471	0,07054	0,15023	0,27273
	p<0,01	p>0,05	p>0,05	p<0,01

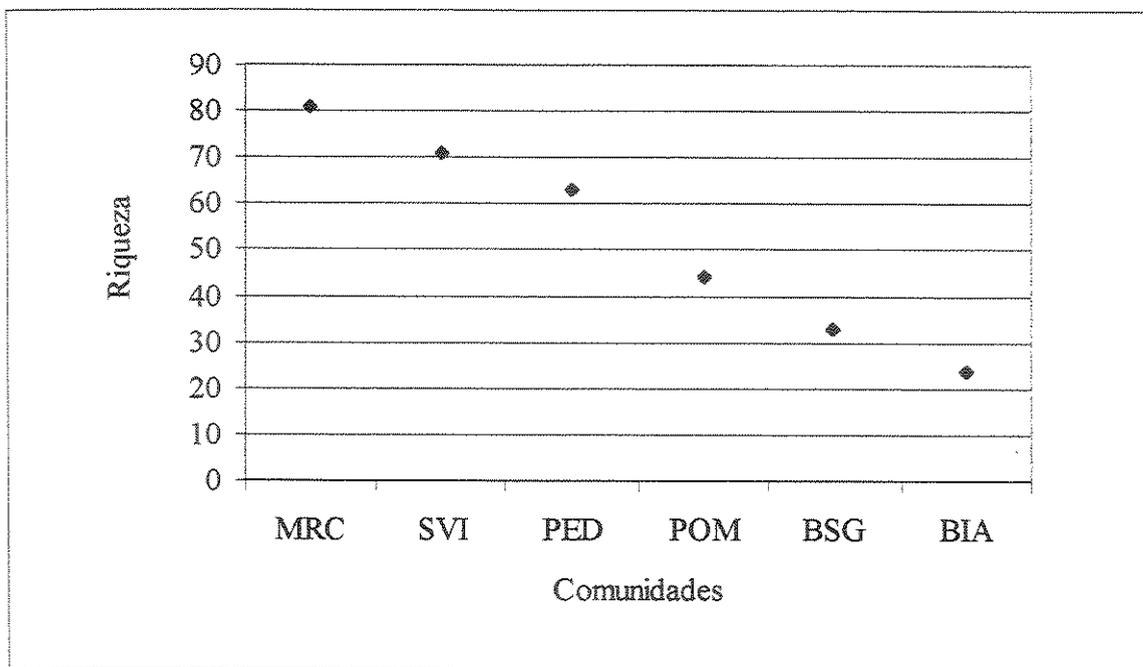


Figura 1. Riqueza estimada pelo método de rarefação para a Mata Ribeirão Cachoeira (MRC), Mata da Faz. São Vicente (SVI), Mata da Pedreira (PED), Mata do Pomar (POM), Brejo do IAC (BIA) e Brejo da Faz. Santa Genebra (BSG) com um tamanho amostral comum de 380 indivíduos.

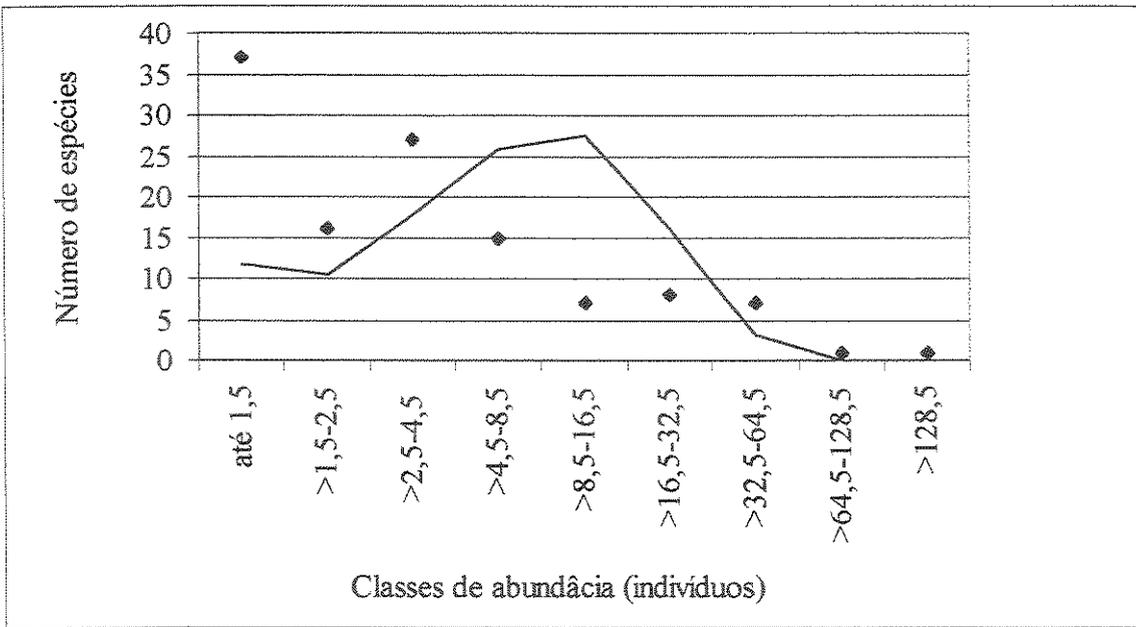


Figura 2. Distribuição de frequência de classes de abundância observada (pontos) e esperada pelo modelo da vara quebrada (linha), na Mata Ribeirão Cachoeira.

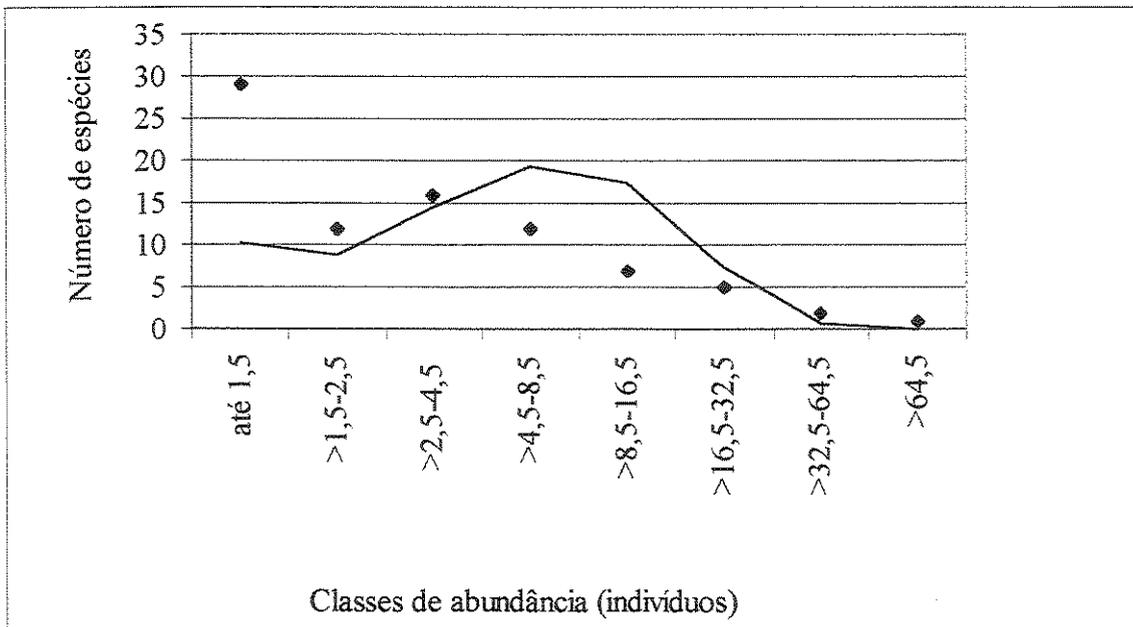


Figura 3. Distribuição de frequência de classes de abundância observada (pontos) e esperada pelo modelo da vara quebrada (linha), na Mata da Faz. São Vicente.

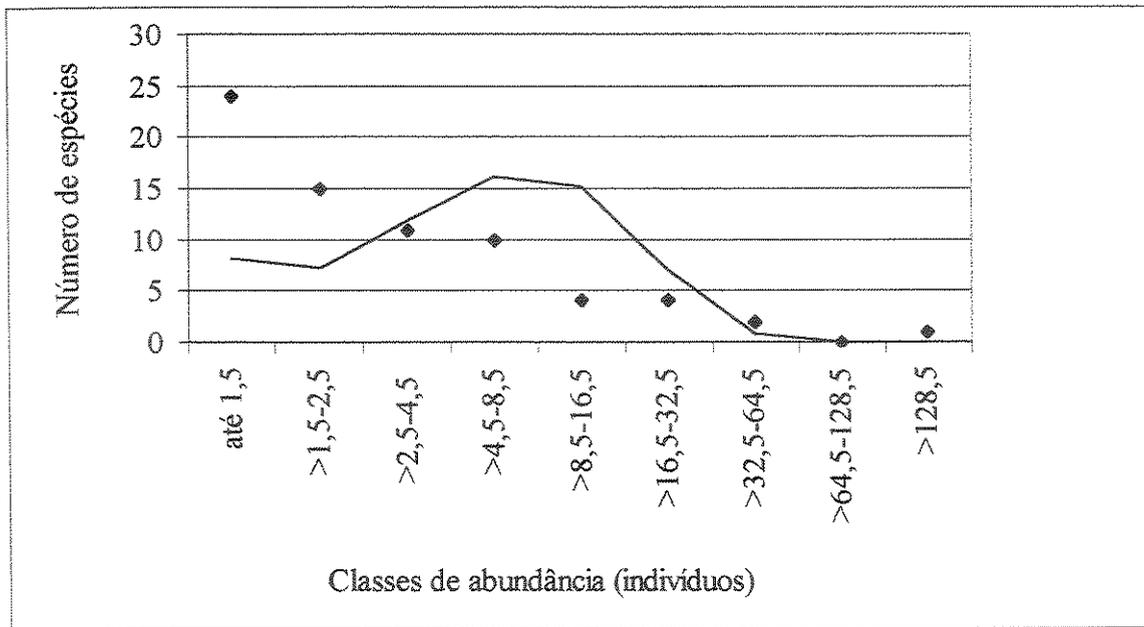


Figura 4. Distribuição de frequência de classes de abundância observada (pontos) e esperada pelo modelo da vara quebrada (linha), na Mata da Pedreira.

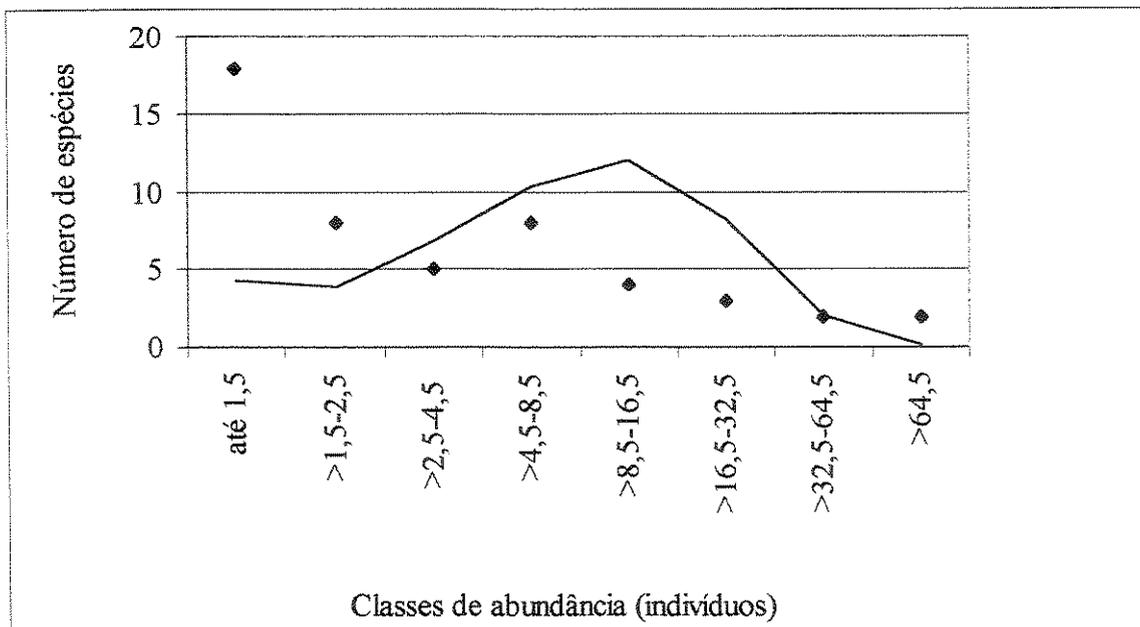


Figura 5. Distribuição de frequência de classes de abundância observada (pontos) e esperada pelo modelo da vara quebrada (linha), na Mata do Pomar.

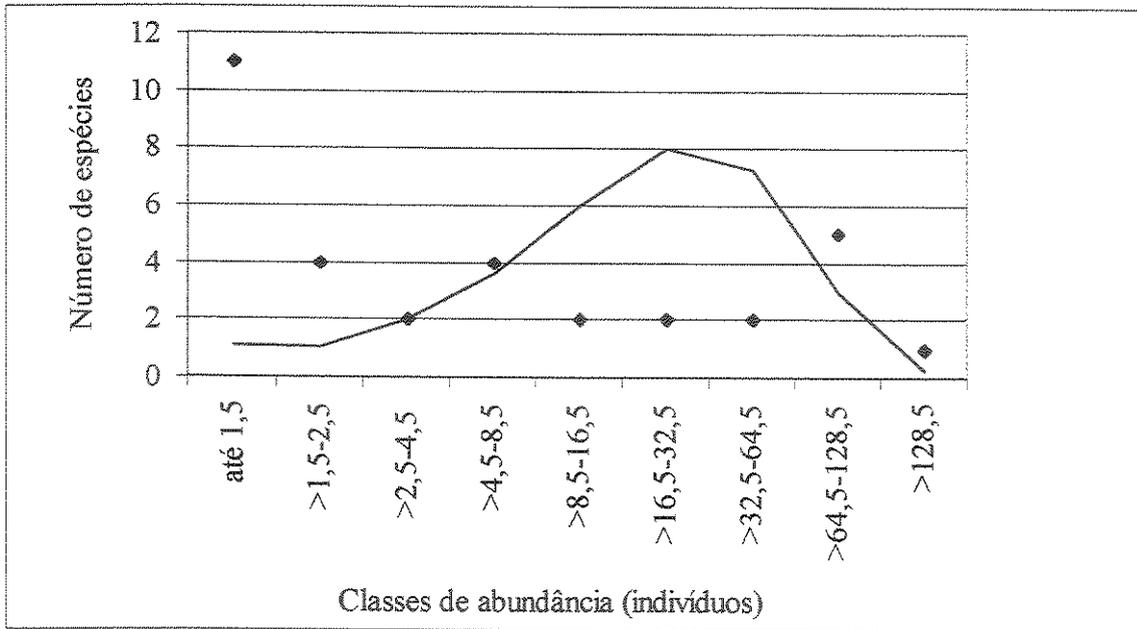


Figura 6. Distribuição de freqüência de classes de abundância observada (pontos) e esperada pelo modelo da vara quebrada (linha), na Mata de Brejo do IAC.

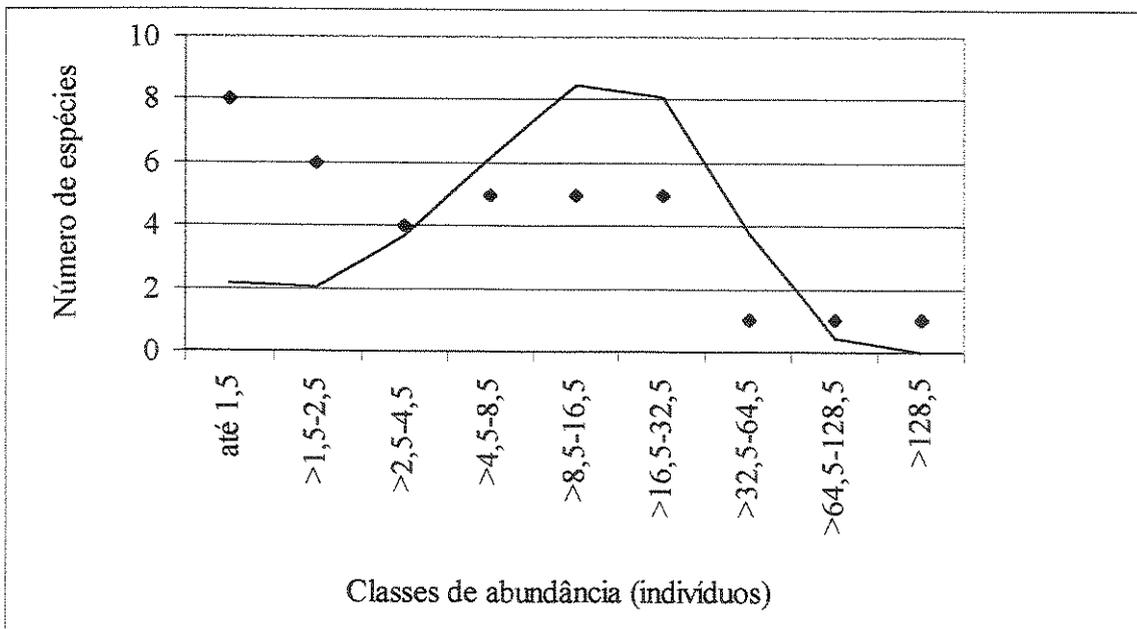


Figura 7. Distribuição de freqüência de classes de abundância observada (pontos) e esperada pelo modelo da vara quebrada (linha), na Mata de Brejo da Faz. Santa Genebra.

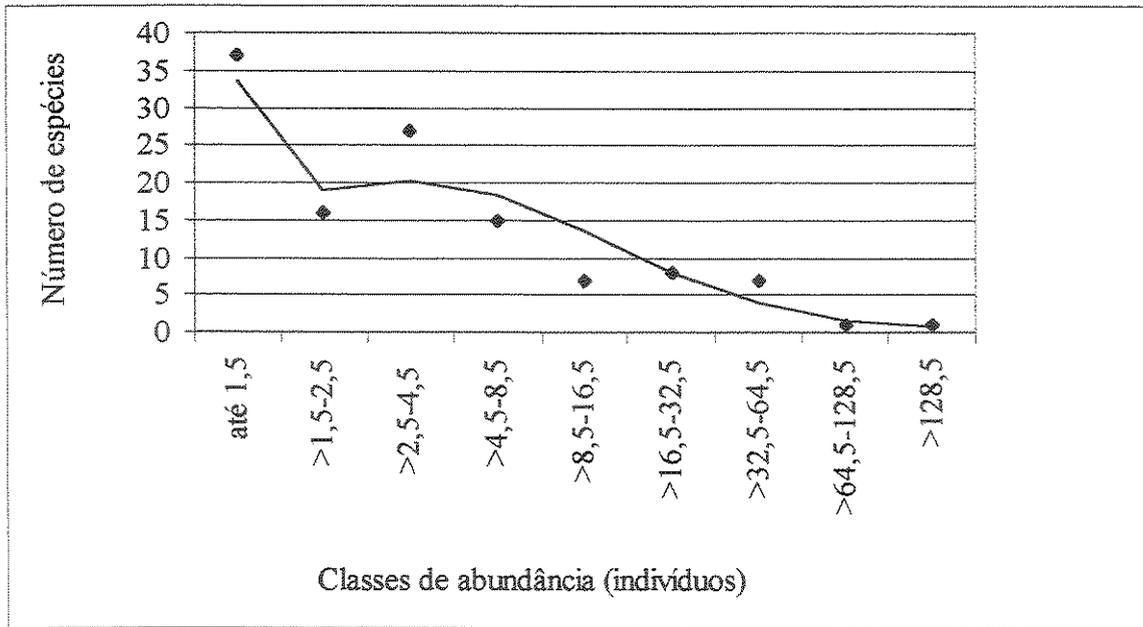


Figura 8. Distribuição de freqüência de classes de abundância observada (pontos) e esperada pelo modelo normal logarítmico (linha), na Mata Ribeirão Cachoeira.

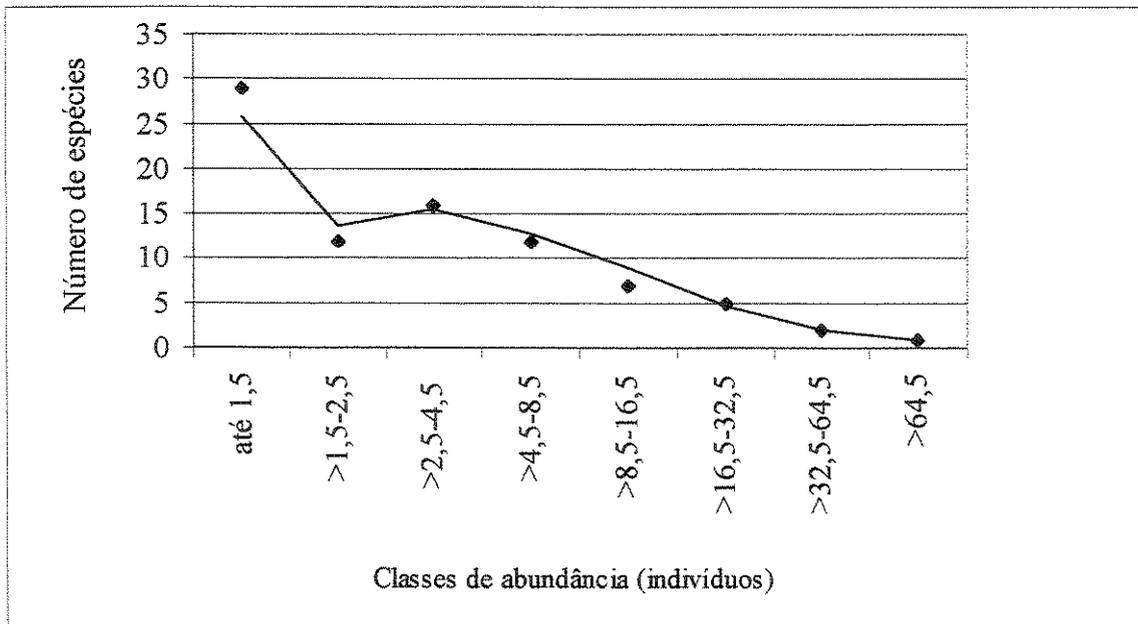


Figura 9. Distribuição de freqüência de classes de abundância observada (pontos) e esperada pelo modelo normal logarítmico (linha), na Mata da Faz. São Vicente.

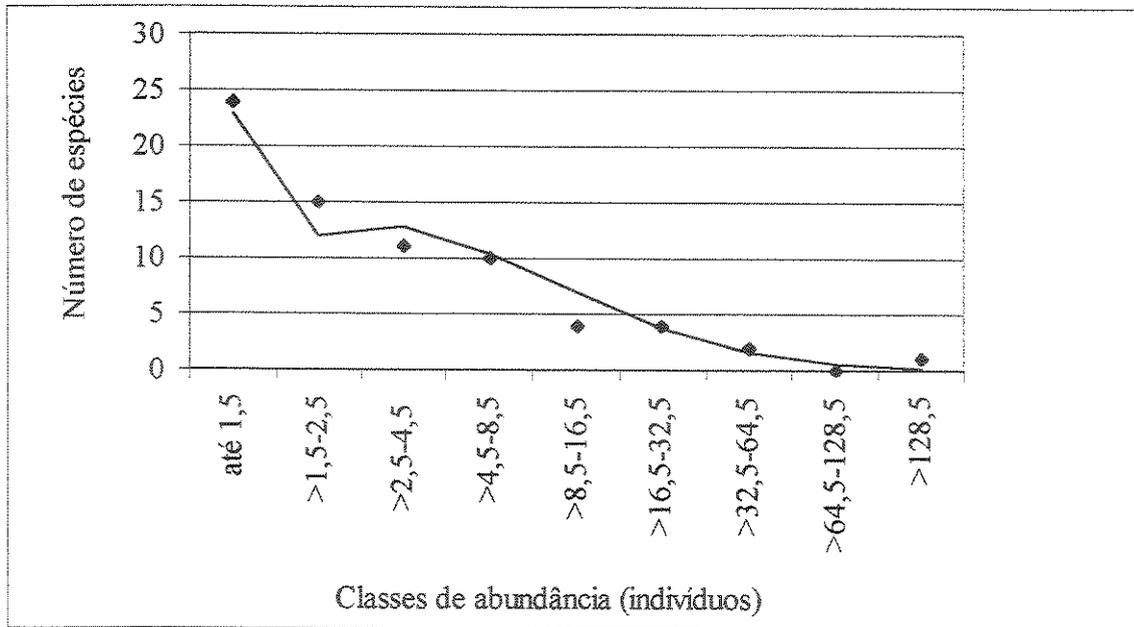


Figura 10. Distribuição de freqüência de classes de abundância observada (pontos) e esperada pelo modelo normal logarítmico (linha), na Mata da Pedreira.

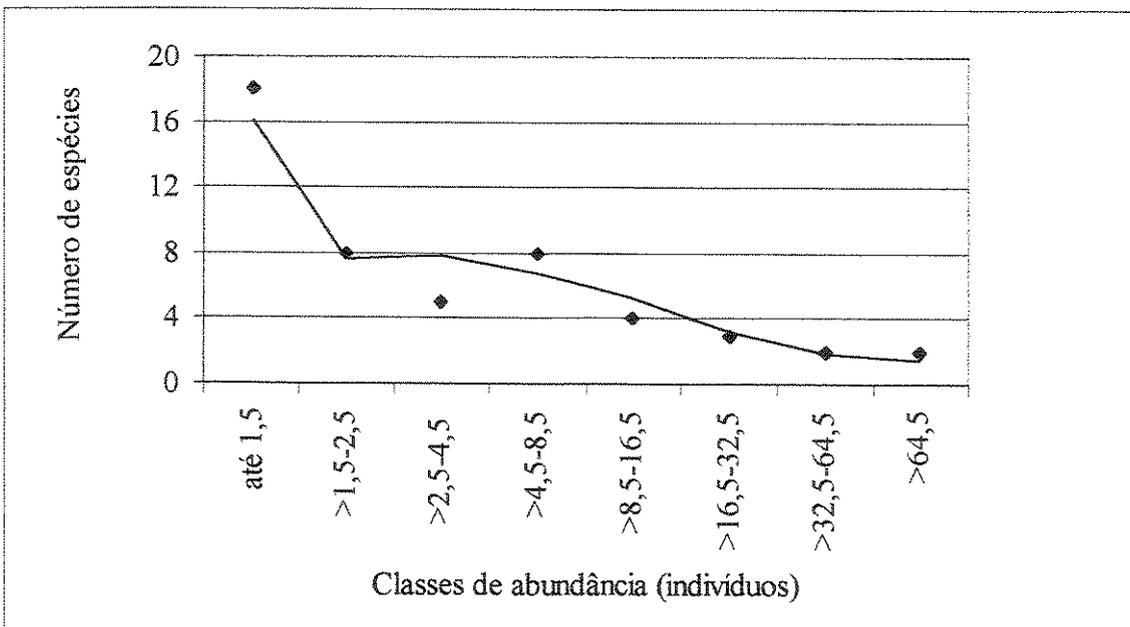


Figura 11. Distribuição de freqüência de classes de abundância observada (pontos) e esperada pelo modelo normal logarítmico (linha), na Mata do Pomar.

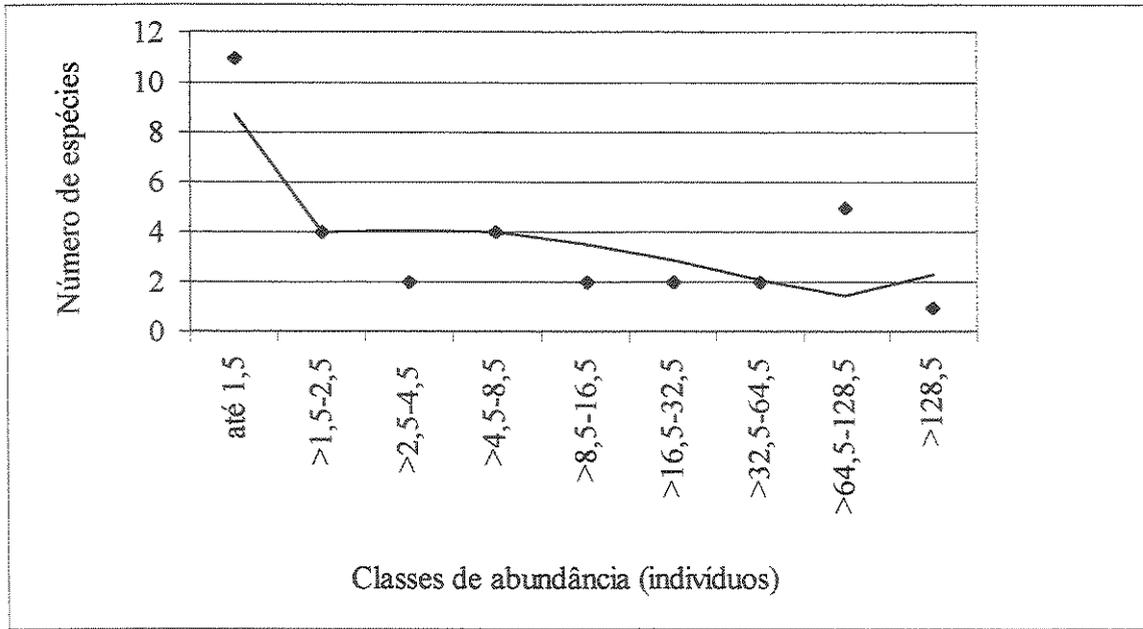


Figura 12. Distribuição de frequência de classes de abundância observada (pontos) e esperada pelo modelo normal logarítmico (linha), na Mata de Brejo do IAC.

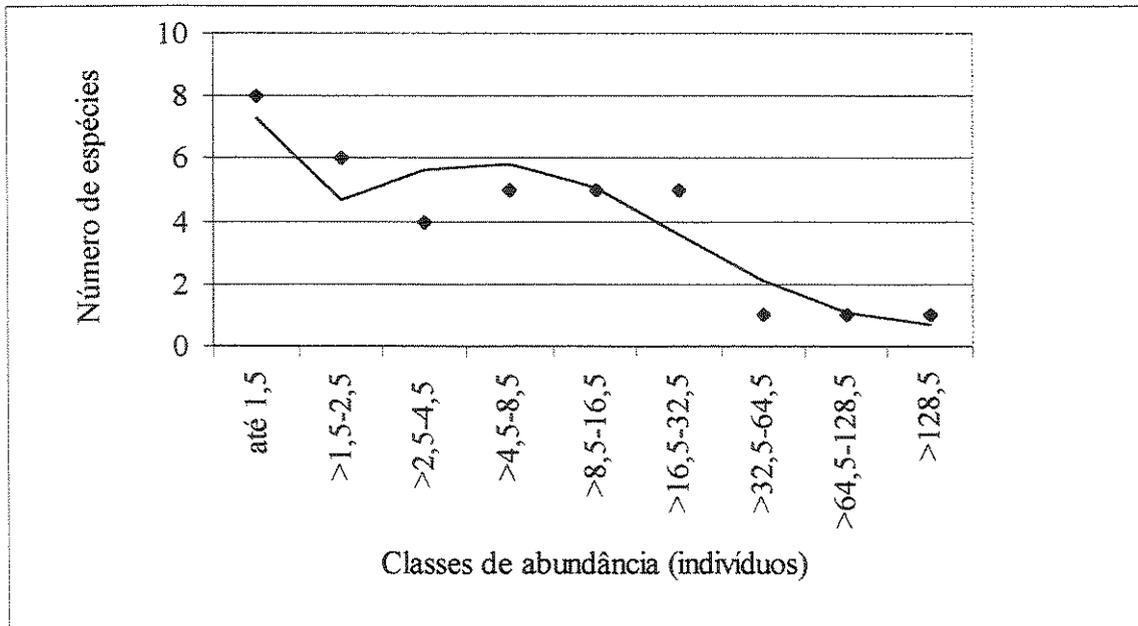


Figura 13. Distribuição de frequência de classes de abundância observada (pontos) e esperada pelo modelo normal logarítmico (linha), na Mata de Brejo da Faz. Santa Genebra.

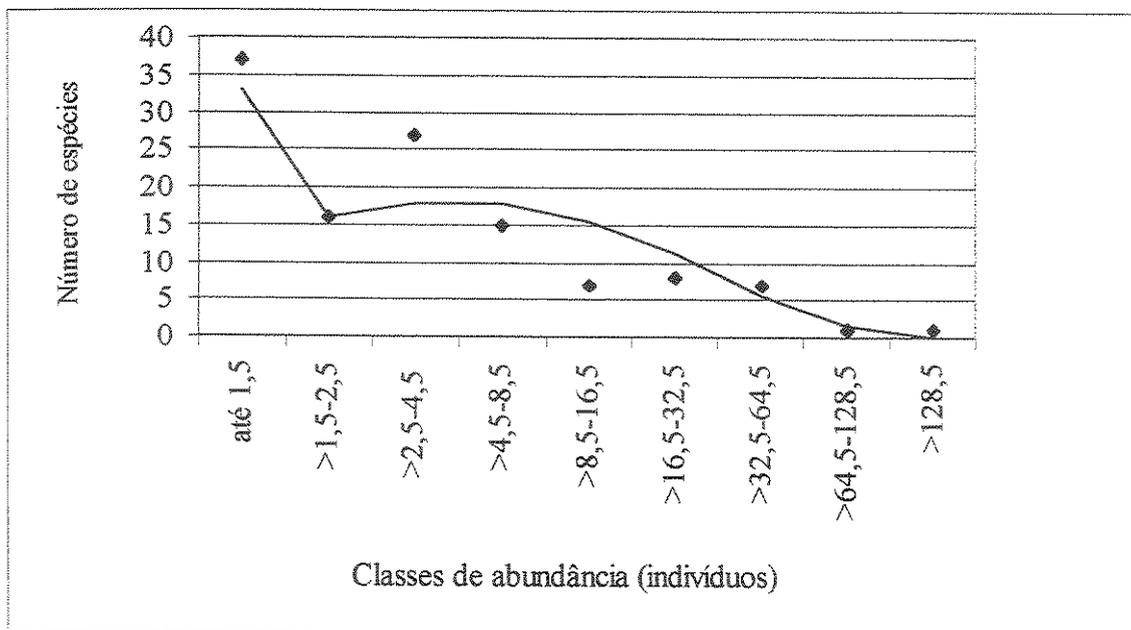


Figura 14. Distribuição de freqüência de classes de abundância observada (pontos) e esperada pelo modelo da série logarítmica (linha), na Mata Ribeirão Cachoeira.

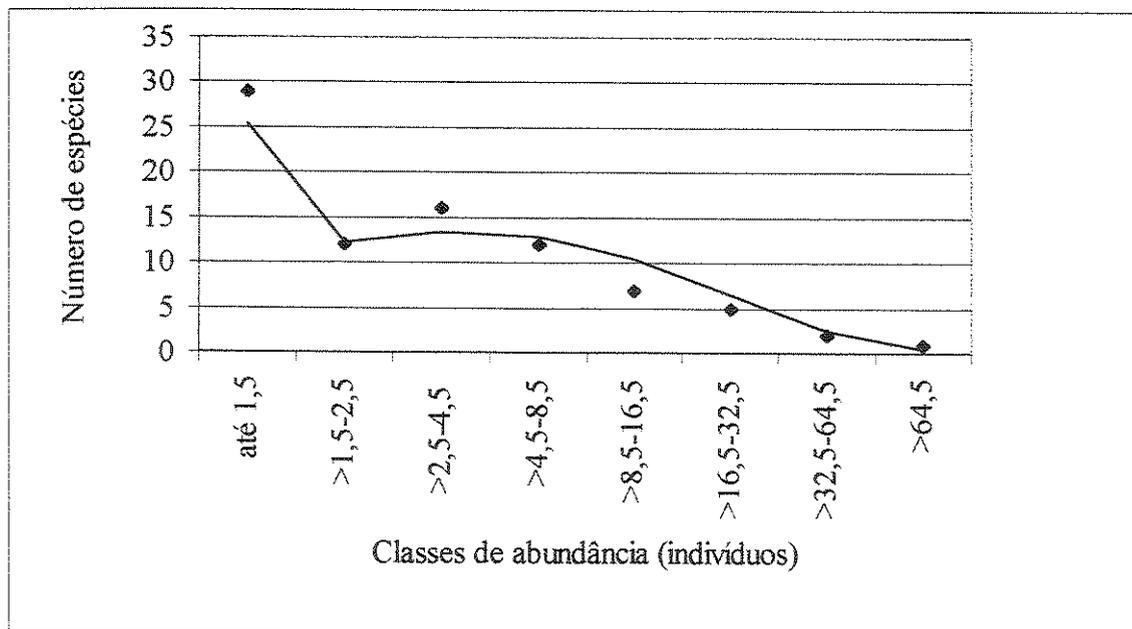


Figura 15. Distribuição de freqüência de classes de abundância observada (pontos) e esperada pelo modelo da série logarítmica (linha), na Mata da Faz. São Vicente.

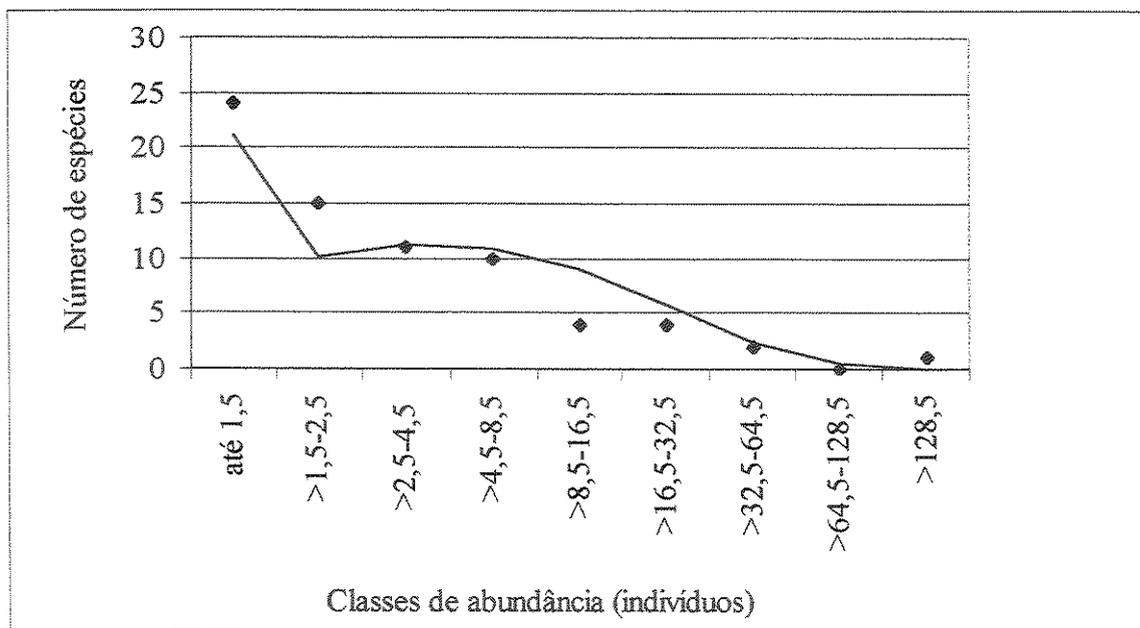


Figura 16. Distribuição de freqüência de classes de abundância observada (pontos) e esperada pelo modelo da série logarítmica (linha), na Mata da Pedreira.

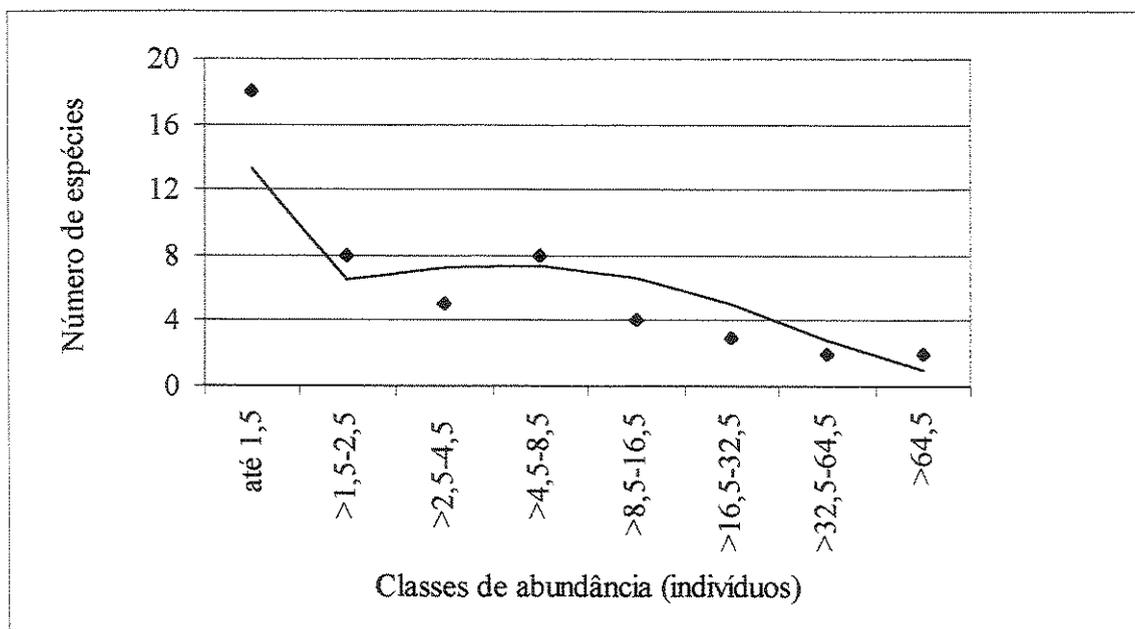


Figura 17. Distribuição de freqüência de classes de abundância observada (pontos) e esperada pelo modelo da série logarítmica (linha), na Mata do Pomar.

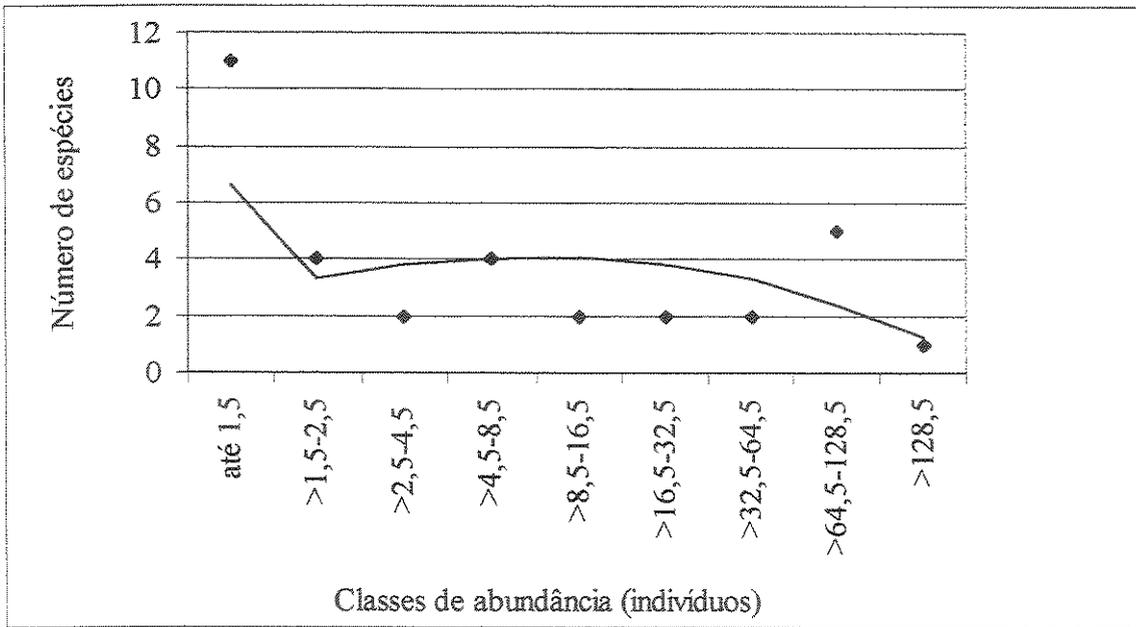


Figura 18. Distribuição de freqüência de classes de abundância observada (pontos) e esperada pelo modelo da série logarítmica (linha), na Mata de Brejo do IAC.

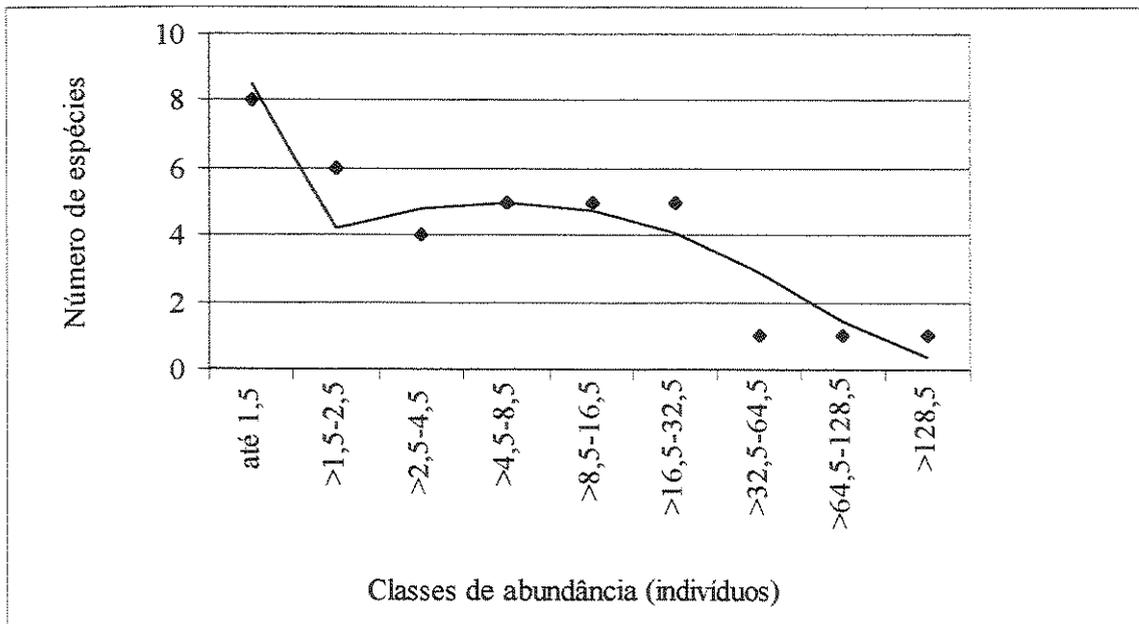


Figura 19. Distribuição de freqüência de classes de abundância observada (pontos) e esperada pelo modelo da série logarítmica (linha), na Mata de Brejo da Faz. Santa Genebra.

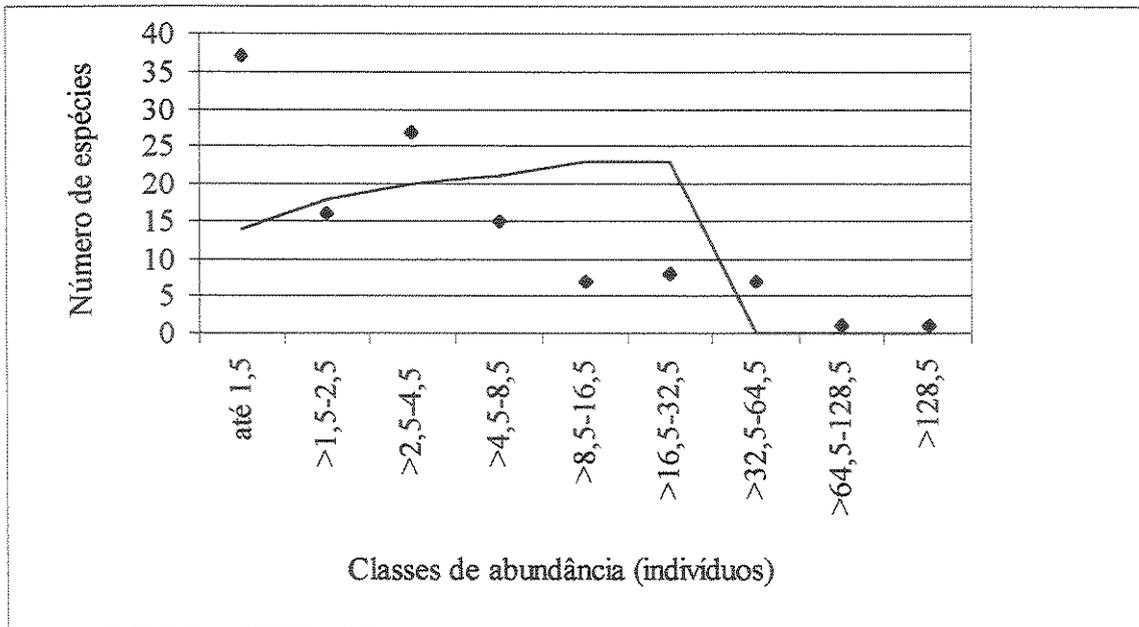


Figura 20. Distribuição de frequência de classes de abundância observada (pontos) e esperada pelo modelo da série geométrica (linha), na Mata Ribeirão Cachoeira.

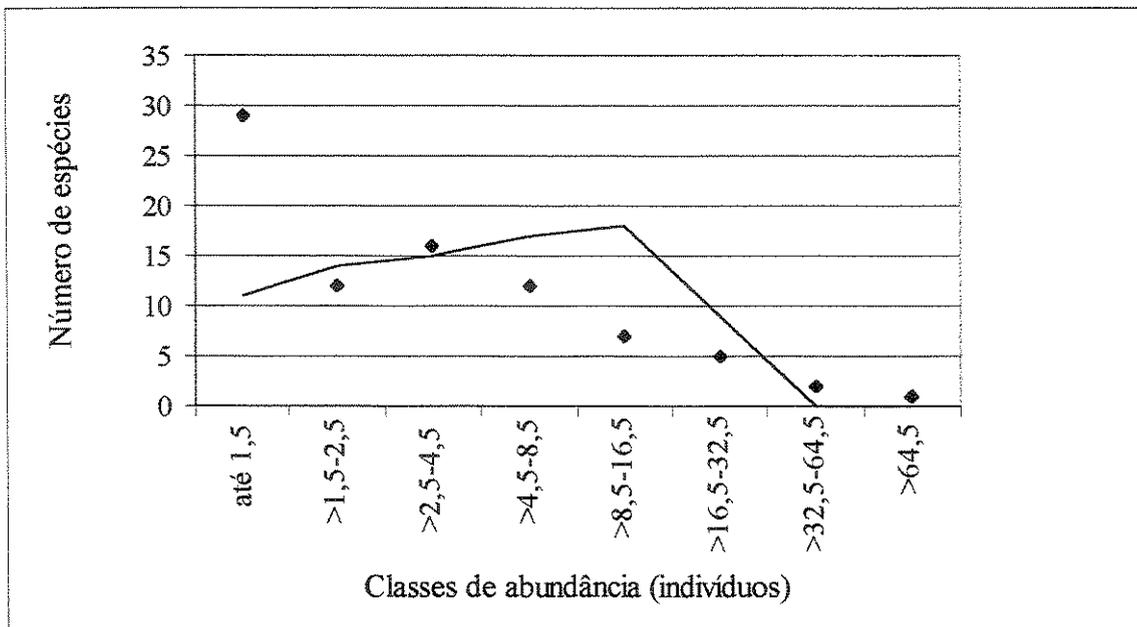


Figura 21. Distribuição de frequência de classes de abundância observada (pontos) e esperada pelo modelo da série geométrica (linha), na Mata da Faz. São Vicente.

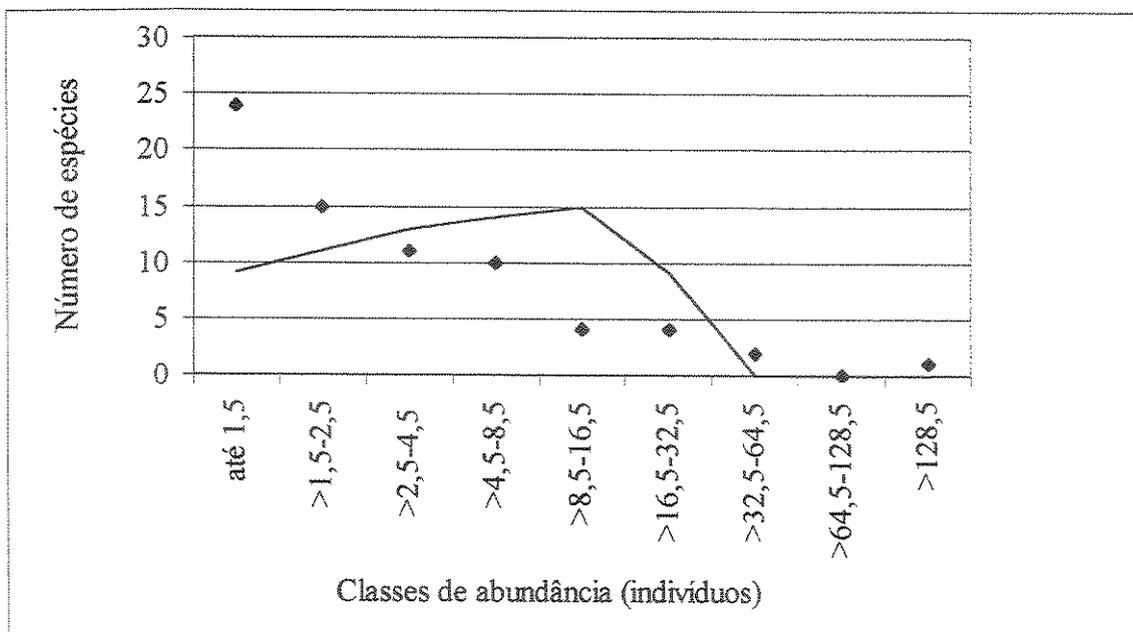


Figura 22. Distribuição de freqüência de classes de abundância observada (pontos) e esperada pelo modelo da série geométrica (linha), na Mata da Pedreira.

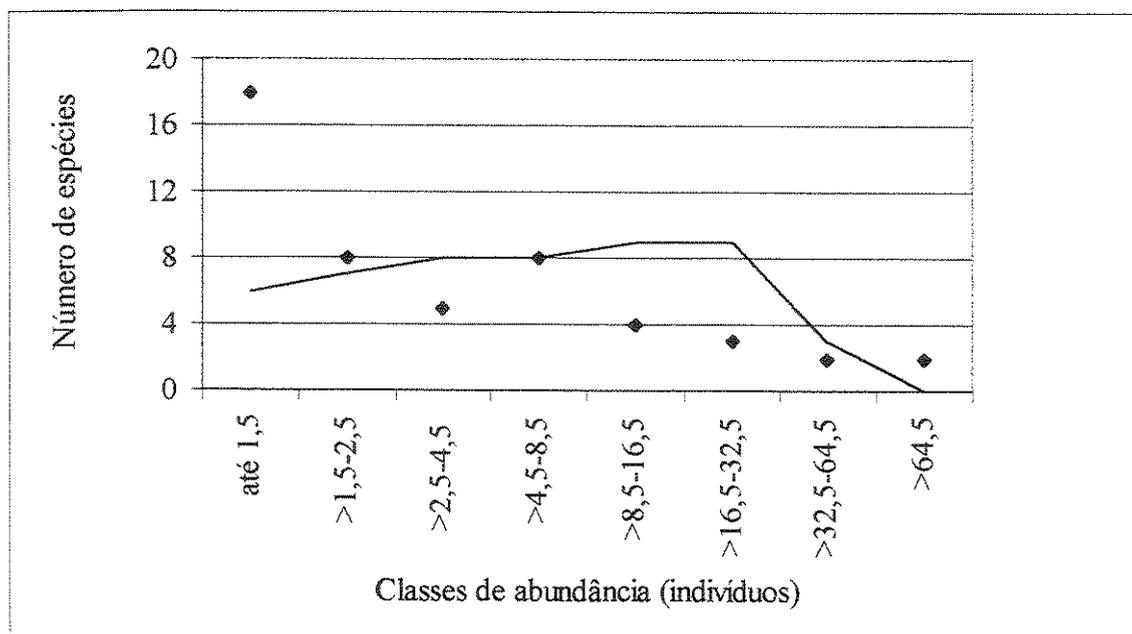


Figura 23. Distribuição de freqüência de classes de abundância observada (pontos) e esperada pelo modelo da série geométrica (linha), na Mata do Pomar.

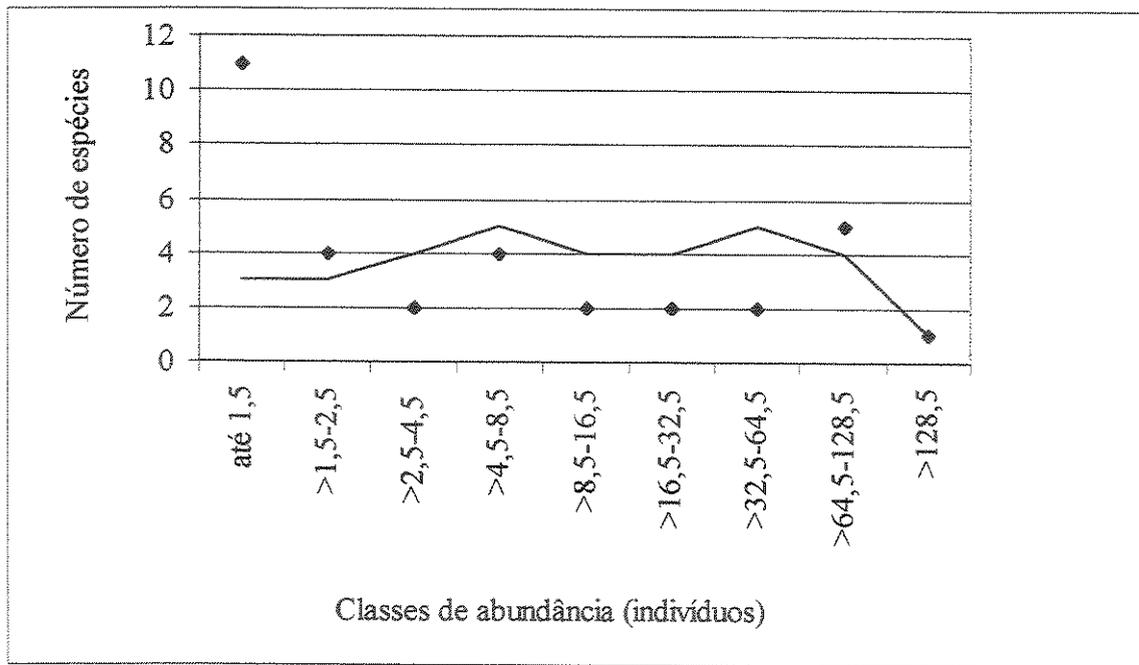


Figura 24. Distribuição de freqüência de classes de abundância observada (pontos) e esperada pelo modelo da série geométrica (linha), na Mata de Brejo do IAC.

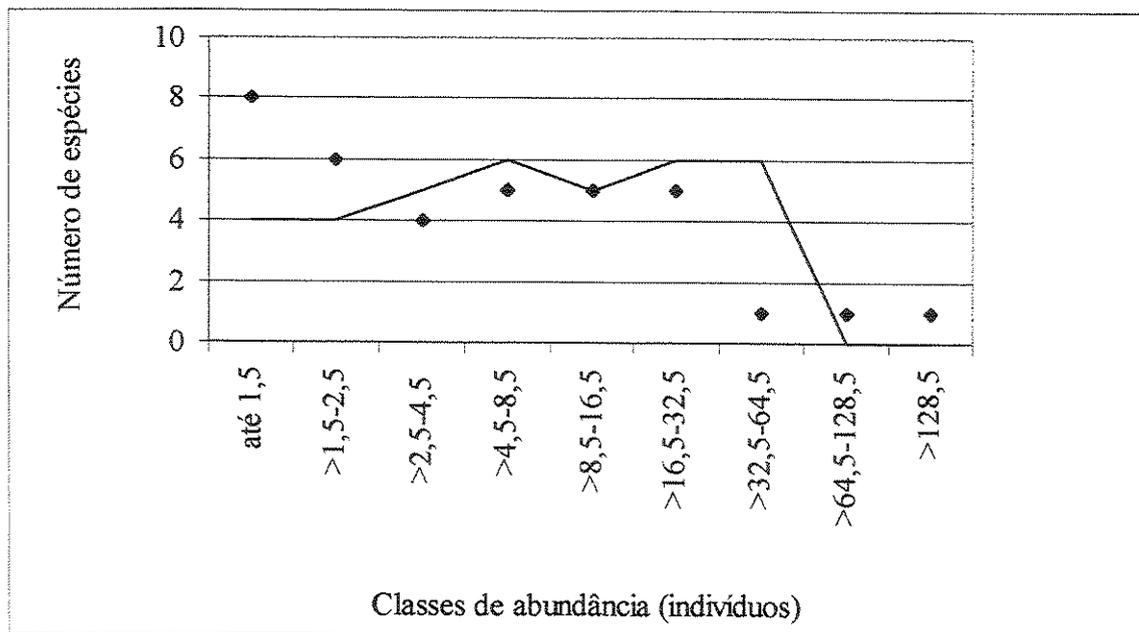


Figura 25. Distribuição de freqüência de classes de abundância observada (pontos) e esperada pelo modelo da série geométrica (linha), na Mata de Brejo da Faz. Santa Genebra.

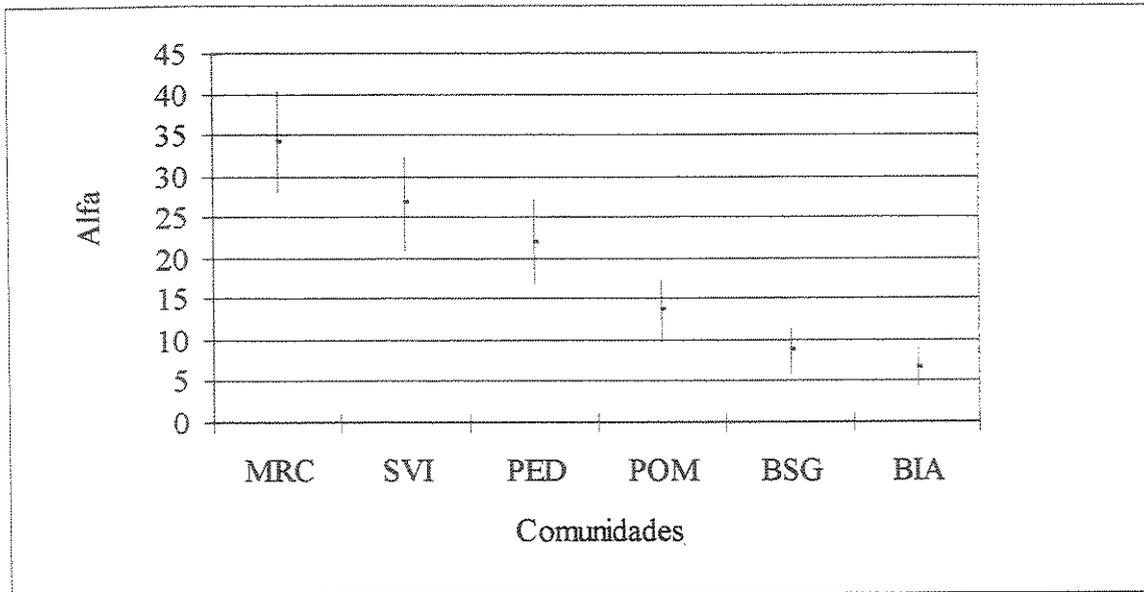


Figura 26. Diversidade estimada pelo índice α da distribuição série logarítmica e intervalos de confiança a 95% para a Mata Ribeirão Cachoeira (MRC), Mata da Faz. São Vicente (SVI), Mata da Pedreira (PED), Mata do Pomar (POM), Brejo do IAC (BIA) e Brejo da Faz. Santa Genebra (BSG).

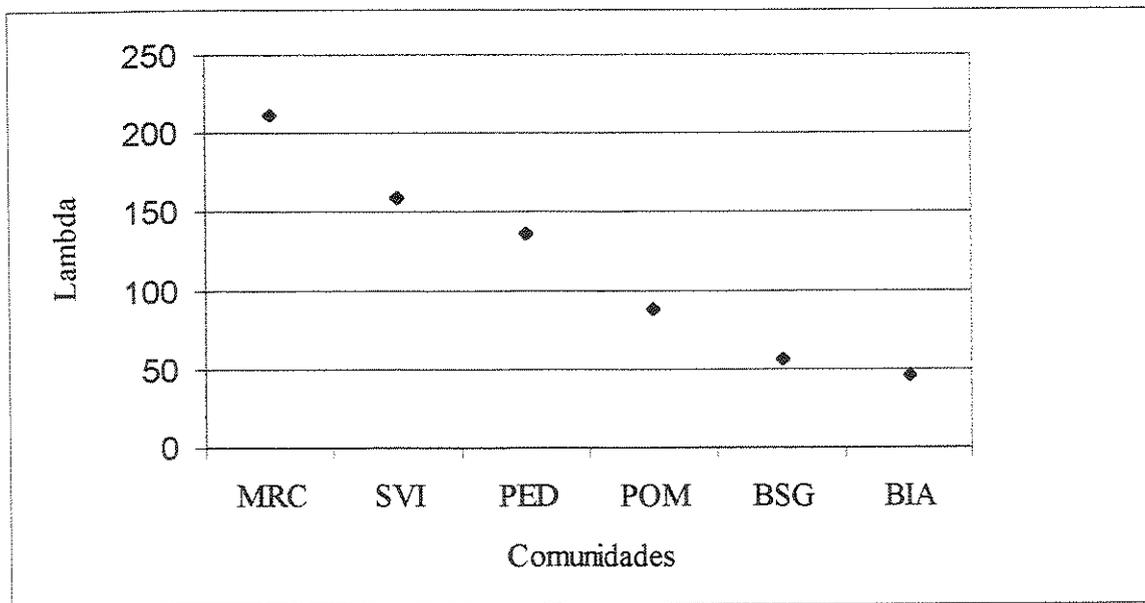


Figura 27. Diversidade estimada pelo índice λ da distribuição normal logarítmica para a Mata Ribeirão Cachoeira (MRC), Mata da Faz. São Vicente (SVI), Mata da Pedreira (PED), Mata do Pomar (POM), Brejo do IAC (BIA) e Brejo da Faz. Santa Genebra (BSG).

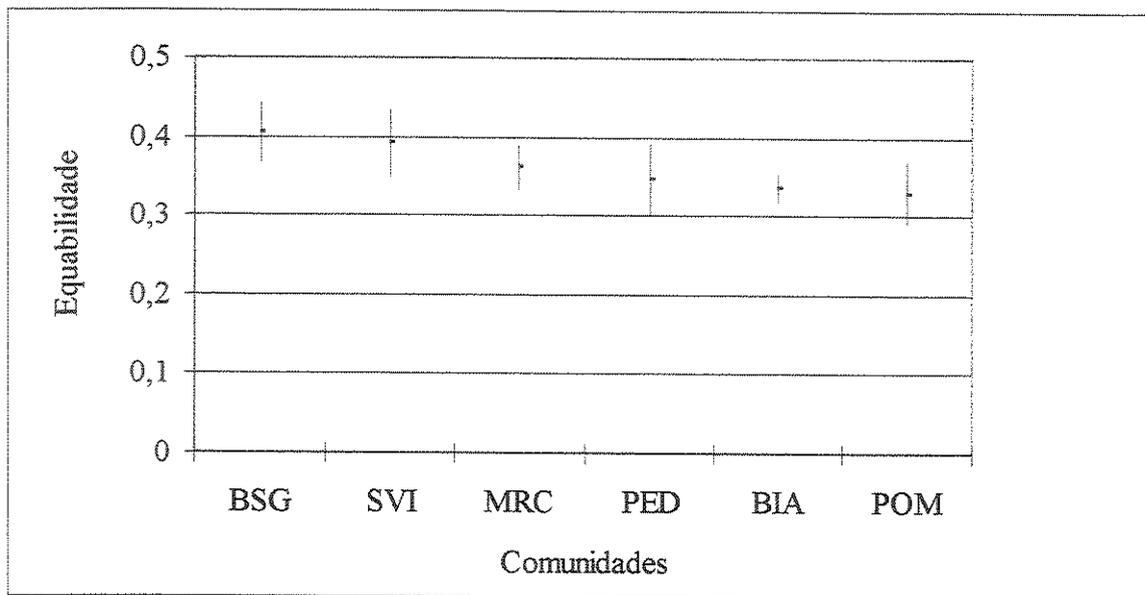


Figura 28. Equabilidade estimada pelo índice E e intervalos de confiança a 95% para a Mata Ribeirão Cachoeira (MRC), Mata da Faz. São Vicente (SVI), Mata da Pedreira (PED), Mata do Pomar (POM), Brejo do IAC (BIA) e Brejo da Faz. Santa Genebra (BSG).

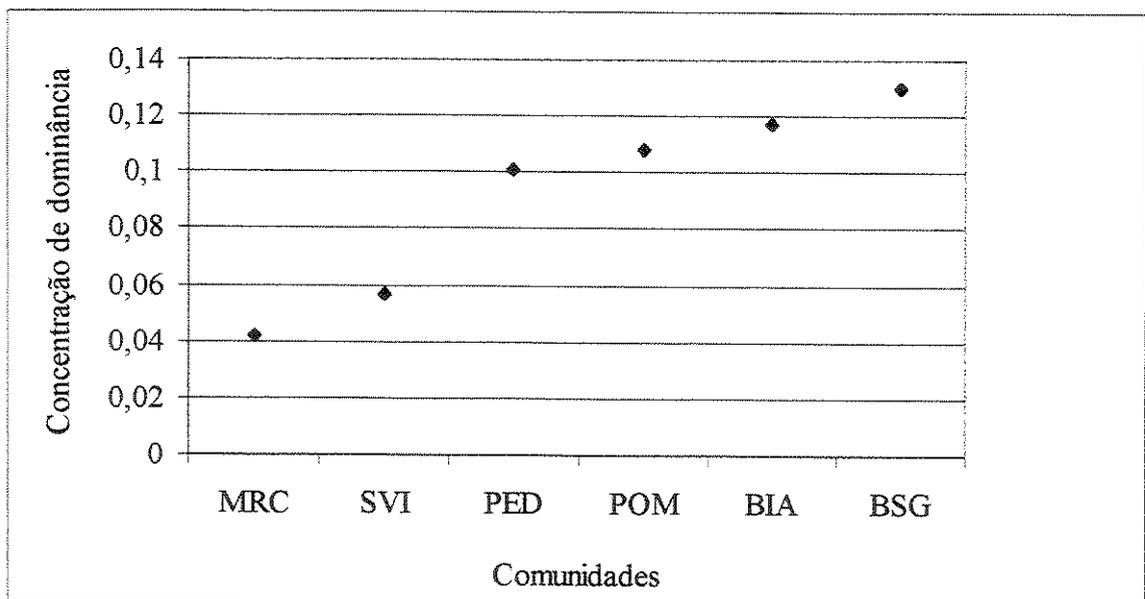


Figura 29. Concentração de dominância estimada pelo índice de Simpson (D) para a Mata Ribeirão Cachoeira (MRC), Mata da Faz. São Vicente (SVI), Mata da Pedreira (PED), Mata do Pomar (POM), Brejo do IAC (BIA) e Brejo da Faz. Santa Genebra (BSG).

Considerações Finais

Nas últimas décadas, o volume de descrições quantitativas de florestas brasileiras têm aumentado significativamente. Esses dados constituem a base para as comparações que estão contribuindo para um melhor conhecimento fitogeográfico do território nacional. A maior parte dessas comparações utiliza matrizes de dados binários, o que é indicado para comparações entre florestas em extensas áreas geográficas ou cujas composições florísticas mostrem-se distintas em uma análise preliminar. Nesse contexto, a precisão da estimativa da composição florística é muito importante e têm recebido pouca atenção. Numa escala mais detalhada a utilização de dados quantitativos se faz necessária e a tendência atual da fitossociologia é a utilização das mesmas técnicas numéricas empregadas na análise de dados binários (classificação e ordenação). A tradicional análise visual do rol de abundância deve ser desencorajada devido às implicações do erro amostral na determinação da posição das espécies no rol. Além disso, tal abordagem não permite a detecção de padrões que possam ser utilizados para formular hipóteses sobre processos históricos ou ecológicos, que operam na organização comunitária. Mesmo com o emprego de análise multivariada, a utilização de dados quantitativos deve levar em consideração a precisão das estimativas e uma suficiência amostral mínima deve ser alcançada em levantamentos fitossociológicos. Para tanto, deve-se avaliar, para cada formação vegetal, o número mínimo de unidades amostrais que permitam obter suficiência amostral para as espécies mais abundantes. Estudos mais detalhados poderão avaliar a melhor forma e tamanho de unidade amostral para se alcançar aquele objetivo.

Por sua vez, a tendência atual da investigação da organização comunitária passa pelo uso de modelos nulos, sendo que o uso de modelos de distribuição de abundância, atrelados a interpretações biológicas pré-concebidas, vêm sendo sistematicamente desencorajado. Mesmo a utilização da distribuição de abundância como atributo comunitário, sem evocar qualquer

teoria, não se mostrou eficiente neste trabalho para detectar padrões. Aparentemente, a ausência de relação entre a distribuição de abundância e as condições ecológicas, aqui testadas, não se deve a um eventual caráter individualista das comunidades, pois o mesmo não ocorreu com outros atributos comunitários como a riqueza e concentração de dominância. Sugerimos que estes atributos sejam utilizados com um maior número de observações a fim de confirmar ou não o padrão observado neste trabalho.

UNICAMP
BIBLIOTECA CENTRAL
SEÇÃO CIRCULANTE