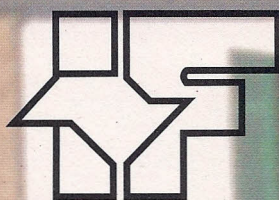




SECRETARIA DO MEIO AMBIENTE

COORDENADORIA DE INFORMAÇÕES TÉCNICAS, DOCUMENTAÇÃO E PESQUISA AMBIENTAL

INSTITUTO FLORESTAL



REVISTA DO INSTITUTO FLORESTAL

Rev. Inst. Flor.

São Paulo

v. 14

n. 1

p. 1 - 84

jun. 2002

GOVERNADOR DO ESTADO

Geraldo Alckmin

SECRETÁRIO DO MEIO AMBIENTE

José Goldemberg

COORDENADOR DE INFORMAÇÕES TÉCNICAS, DOCUMENTAÇÃO E PESQUISA AMBIENTAL

Luiz Mauro Barbosa

DIRETOR GERAL

Valdir de Cicco

COMISSÃO EDITORIAL/EDITORIAL BOARD

Demétrio Vasco de Toledo Filho

Eduardo Amaral Batista

Cybele de Souza Machado Crestana

Edegar Giannotti

Francisco Carlos Soriano Arcova

Márcia Balistiero Figliolia

Sandra Monteiro Borges Florsheim

Yara Cristina Marcondes

Maria Isabel Vallilo

Reinaldo Cardinali Romanelli

Waldir Joel de Andrade

Ivan Suarez da Mota

Marilda Rapp de Eston

PUBLICAÇÃO SEMESTRAL/SEMESTRAL PUBLICATION

SOLICITA-SE PERMUTA

EXCHANGE DESIRED

ON DEMANDE L'ÉCHANGE

Biblioteca do

Instituto Florestal

Caixa Postal 1.322

01059-970 São Paulo, SP

Brasil

Fone: (011) 6231-8555

Fax: (011) 6232-5767

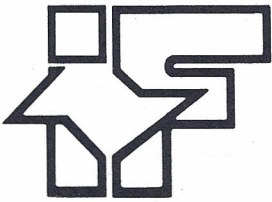
nuinfo@iflorestsp.br



SECRETARIA DO MEIO AMBIENTE

COORDENADORIA DE INFORMAÇÕES TÉCNICAS, DOCUMENTAÇÃO E PESQUISA AMBIENTAL

INSTITUTO FLORESTAL



REVISTA DO INSTITUTO FLORESTAL

Rev. Inst. Flor.

São Paulo

v. 14

n. 1

p. 1 - 84

jun. 2002

COMISSÃO EDITORIAL/EDITORIAL BOARD

Demétrio Vasco de Toledo Filho
Eduardo Amaral Batista
Cybele de Souza Machado Crestana
Edegar Giannotti
Francisco Carlos Soriano Arcova
Márcia Balistiero Figliolia
Sandra Monteiro Borges Flörsheim
Yara Cristina Marcondes
Maria Isabel Vallilo
Reinaldo Cardinali Romanelli
Waldir Joel de Andrade
Ivan Suarez da Mota
Marilda Rapp de Eston

APOIO/SUPPORT

Carlos Eduardo Spósito (Revisão)
Carlos José de Araújo (Gráfica)
Deolinda Silveira (Gráfica)

CONSULTORES EXTERNOS DESTA EDIÇÃO:

Edson Seizo Mori - UNESP - Botucatu
Eliana Patrícia Gorgulho - ESALQ-USP
Elke J. B. Nogueira Cardoso - ESALQ-USP
Fernando Roberto Martins - UNICAMP - IB
João Del Giudice Neto - Instituto de Botânica
José Eduardo de Arruda Bertoni - Instituto Agronômico

Mara Lombardi - Instituto Agronômico
Marco Antônio de Assis - UNESP - Rio Claro
Maria José Zakia - ESALQ-USP
Maria Margarida R. Fiuza de Mello - Instituto de Botânica
Mario Luiz Teixeira de Moraes - UNESP - Ilha Solteira
Walter de Paula Lima - ESALQ-USP

SOLICITA-SE PERMUTA/EXCHANGE DESIRED/ON DEMANDE L'ÉCHANGE

Biblioteca do Instituto Florestal
Caixa Postal 1.322
01059-970 São Paulo-SP-Brasil
Fone: (011) 6231-8555
Fax: (011) 6232-5767
nuinfo@iflorestsp.br

PUBLICAÇÃO SEMESTRAL/SEMESTRAL PUBLICATION

REVISTA DO INSTITUTO FLORESTAL São Paulo, Instituto Florestal.

1989, 1(1-2)	1999, 11(1-2)
1990, 2(1-2)	2000, 12(1-2)
1991, 3(1-2)	2001, 13(1-2)
1992, 4	2002, 14(1-
1993, 5(1-2)	
1994, 6	
1995, 7(1-2)	
1996, 8(1-2)	
1997, 9(1-2)	
1998, 10(1-2)	

COMPOSTO E IMPRESSO NO INSTITUTO FLORESTAL
junho, 2002

SUMÁRIO/CONTENTS

	p.
Características físicas das águas dos rios Paraibuna e Paraitinga, região do Alto Paraíba-SP. Water physical characteristics of Paraibuna and Paraitinga rivers in headwaters of the Paraíba river, State of São Paulo - Brazil. Francisco Carlos Soriano ARCOVA; Valdir de CICCIO; Eliane Akiko HONDA	1-12
Fitossociologia de dois fragmentos de Floresta Estacional Semidecidual no Pontal do Paranapanema, SP. Fitossociology of two Seasonal Semideciduous Forest fragments at Pontal do Paranapanema, SP, Brazil. Giselda DURIGAN; João Dagoberto dos SANTOS; Flavio Bertin GANDARA.....	13-26
Amostragem para estimativa de frequências alélicas e índices de diversidade genética em espécies arbóreas. Sampling for estimation of allele frequencies and indexes for genetic diversity in forest species. Alexandre Magno SEBBENN	27-38
Teste de procedências de <i>Pinus oocarpa</i> Schiede em três locais do Estado de São Paulo. Provenances trial of <i>Pinus oocarpa</i> Schiede in three sites of São Paulo State. Lígia de Castro ETTORI; Alexandre Magno SEBBENN; Aida Sanae SATO; Euripedes MORAIS.....	39-51
Estudo fitossociológico em uma área de cerrado com transição para mata no município de Casa Branca - SP. Phytosociological study on a fragment of "cerrado" vegetation in transition to forest in the municipality of Casa Branca, SP, Brazil. Demétrio Vasco de TOLEDO FILHO; Eduardo Amaral BATISTA; Odenir BUZATTO; Hilton Thadeu Zarate do COUTO	53-64
Estimativas de ganhos na seleção em populações de <i>Cariniana legalis</i> (Mart.) O. Ktze. incorporando informações do sistema de reprodução. Gain estimations in selection from <i>Cariniana legalis</i> (Mart.) O. Ktze. populations incorporating information of the mating system. Alexandre Magno SEBBENN; Paulo Yoshio KAGEYAMA; Antonio Carlos Scatena ZANATTO	65-77
Desenvolvimento de nódulos em <i>Chamaecrista desvauxii</i> (Colladon) Killip. Nodules development in <i>Chamaecrista desvauxii</i> (Colladon) Killip. Lilian Lopes DEVITO; Lázara CORDEIRO	79-84

CARACTERÍSTICAS FÍSICAS DAS ÁGUAS DOS RIOS PARAIBUNA E PARAITINGA, REGIÃO DO ALTO PARAÍBA-SP*

Francisco Carlos Soriano ARCOVA**

Valdir de CICCIO**

Eliane Akiko HONDA**

RESUMO

Este trabalho apresenta os resultados de dois anos do monitoramento mensal das concentrações de sedimentos em suspensão, turbidez, cor aparente, oxigênio dissolvido e da temperatura das águas dos rios Paraibuna e Paraitinga, no Estado de São Paulo. Os valores médios encontrados para os dois rios foram, respectivamente - concentração de sedimentos em suspensão: 13,0 mg.L⁻¹ e 35,9 mg.L⁻¹; turbidez: 20 FTU e 39 FTU; cor aparente: 95 UPC e 153 UPC; temperatura da água: 17,2°C e 19,6°C e oxigênio dissolvido: 9,3 mg.L⁻¹ e 8,6 mg.L⁻¹. Os maiores valores de sedimentos em suspensão, turbidez e cor na água do rio Paraitinga são indicadores de processos erosivos mais intensos nesta bacia hidrográfica. A diferença no uso e ocupação do solo é condição importante para estes resultados. A bacia hidrográfica do rio Paraitinga encontra-se ocupada majoritariamente por pastagens degradadas, enquanto a bacia do rio Paraibuna está melhor protegida por remanescentes de floresta natural. O clima mais quente, o maior tempo de residência da água na rede de canais da bacia e a ausência de matas ciliares contribuem para que as temperaturas da água sejam mais elevadas no rio Paraitinga. As maiores concentrações de oxigênio no rio Paraibuna são conseqüências das menores temperaturas da água e da maior capacidade de aeração, resultado de quedas d'água e corredeiras em grande quantidade ao longo do curso d'água.

Palavras-chave: monitoramento; características físicas da água; bacias hidrográficas; Alto Vale do Paraíba.

1 INTRODUÇÃO

A crescente conscientização de que os recursos naturais são limitados tem levado governantes e a sociedade a se mobilizarem no sentido de se alcançar um aproveitamento racional e planejado do meio ambiente, visando ao desenvolvimento sustentável.

A preservação dos recursos hídricos e dos mananciais ainda não alterados, bem como a necessidade de se recuperar as bacias hidrográficas

ABSTRACT

Two years results obtained from monthly observation for suspend sediments, turbidity, apparent color, dissolved oxygen and temperature are presented here. The samples were collected in the upper course of Paraitinga and Paraibuna river waters, located in São Paulo State (Brazil). Means values for these parameters for the Paraibuna and Paraitinga waters were respectively: suspended sediments - 13.0 mg.L⁻¹ and 35.9 mg.L⁻¹; turbidity - 20.0 FTU and 39.0 FTU; apparent color - 95.0 UPC and 153.0 UPC; water temperature - 17.2°C and 19.6°C and dissolved oxygen - 9.3 mg.L⁻¹ and 8.6 mg.L⁻¹. The larger mean values of suspend sediments, turbidity and apparent color found in the Paraitinga river waters indicate that in this watershed the erosion processes are more intense than in the Paraibuna watershed. This difference is attributed to the distinct soil occupation in each watershed. The higher mean water temperature observed in the Paraitinga river can be explained by the warmer climate, larger water residence time and lack of riparian forest in the watershed. Mean values of dissolved oxygen are higher in the Paraibuna river waters than in Paraitinga river. This is because these river waters have lower temperature and higher aeration capacity due to the large number of waterfalls and rapid water found in the course of Paraibuna river.

Key words: monitoring; water physical characteristics; watersheds; Paraíba river headwaters.

já degradadas têm ganhado relevância. Para subsidiar ações que venham a preservar os corpos d'água ainda hoje mantidos em condições naturais ou próximo a este estado, e para deter e reverter os processos de adulteração das águas de bacias hidrográficas já impactadas, são necessárias pesquisas visando conhecer o estado atual dos rios, bem como avaliar os impactos, os riscos, os custos e benefícios associados aos diversos usos do solo das bacias hidrográficas (Organização das Nações Unidas, 1993).

(*) Aceito para publicação em janeiro de 2002.

(**) Instituto Florestal, Caixa Postal 1322, 01059-970, São Paulo, SP, Brasil.

Neste contexto, o estudo comparativo de bacias hidrográficas constitui-se num importante caminho e em uma poderosa ferramenta para a compreensão de processos que ocorrem nos ambientes como um todo (Souza & Tundisi, 2000).

O conhecimento das condições hidrológicas das bacias hidrográficas localizadas em regiões montanhosas de regime pluviométrico elevado é essencial, uma vez que estas áreas são produtoras de água. No Estado de São Paulo, grande parte das áreas montanhosas concentra-se no extremo leste, na região denominada Alto Vale do Paraíba, delimitada pelas Serra da Mantiqueira ao sul e Serra do Mar ao norte. Pesquisas realizadas no Laboratório de Hidrologia Florestal Walter Emmerich, no município de Cunha, têm mostrado que as bacias hidrográficas com cobertura vegetal natural apresentam elevada produção hídrica e que seus rios apresentam um regime de descarga regular durante o ano, caracterizando a região como manancial de água para o Vale do Paraíba e litoral norte paulista (Arcova, 1996).

Estudos têm mostrado que os rios de cabeceiras das bacias hidrográficas do Alto Vale do Paraíba apresentam características de qualidade da água pouco alteradas (Takino *et al.*, 1984; Arcova & Cicco, 1999) quando comparados com cursos d'água de regiões mais severamente degradadas (Honda & Ochiai, 1997; Cruz, 2000).

Os rios Paraibuna e Paraitinga, objetos do presente trabalho, apresentam notável importância para essa região, sendo os principais formadores do Reservatório de Paraibuna, das Centrais Elétricas de São Paulo - CESP, além de dar origem ao rio Paraíba do Sul, que abastece inúmeras cidades do território paulista e também do Rio de Janeiro. Segundo Furian (1987) essas bacias possuem um papel fundamental como áreas produtoras de água para o vale. Diagnóstico efetuado para o macrozoneamento do Vale do Paraíba enfatiza que os dois cursos d'água devem ser preservados, para que no futuro sejam utilizados para o abastecimento humano (Kurkdjian *et al.*, 1992).

Não obstante a importância dos dois rios, existem informações de que as águas do rio Paraitinga apresentam considerável degradação por partículas sólidas em suspensão, contribuindo para o assoreamento do reservatório de Paraibuna (Ávila *et al.*, 1982), e que níveis de turbidez elevados próximo às nascentes do rio Paraibuna já são registrados (Arcova & Cicco, 1998).

O presente artigo discute os resultados de dois anos do monitoramento mensal das concentrações de sedimentos em suspensão e de oxigênio dissolvido, turbidez, cor aparente e temperatura das águas dos rios Paraibuna e Paraitinga.

2 MATERIAIS E MÉTODOS

2.1 Área de Estudos

As bacias hidrográficas dos rios Paraibuna e Paraitinga estão localizadas na região leste do Estado de São Paulo. Juntas abrangem uma superfície aproximada de 4.400 km² (Ávila *et al.*, 1982). O trecho do rio Paraibuna estudado (terço superior) está contido no município de Cunha. O rio Paraitinga, por sua vez, tem as nascentes situadas na municipalidade de Areias, segue entre as divisas de Silveiras e Cunha, cortando ainda parte do segundo município, alcançando a cidade de Lagoinha à jusante do ponto de coletas, também no terzo superior de seu curso (FIGURA 1).

As bacias fazem parte da província geomorfológica do Planalto Atlântico e ocupam a quase totalidade da zona geomorfológica do Planalto do Paraitinga e pequena porção da zona do Planalto da Bocaina (Prandini *et al.*, 1982). No Planalto do Paraitinga predominam formas de relevo muito dissecadas cujo modelado constitui-se basicamente por morros altos e alongados com topos convexos. As altitudes concentram-se numa faixa de 700 a 1.000 metros, e as declividades predominantes são de 20% a 30%, chegando com frequência a valores acima de 40%. No Planalto da Bocaina predominam altitudes entre 1.000 e 2.000 metros e as declividades mais frequentes são superiores a 30% para as porções das superfícies altas, enquanto nas bordas prevalecem declividades próximas à 60%. A litologia da região é basicamente de gnaisses, migmatitos e granitos (Ross & Moroz, 1997).

Os solos das bacias são predominantemente do tipo Cambissolo Háplico, presentes em terrenos montanhosos com relevo forte ondulado, e estão associados à Latossolos Vermelho Amarelo (Oliveira *et al.*, 1999).

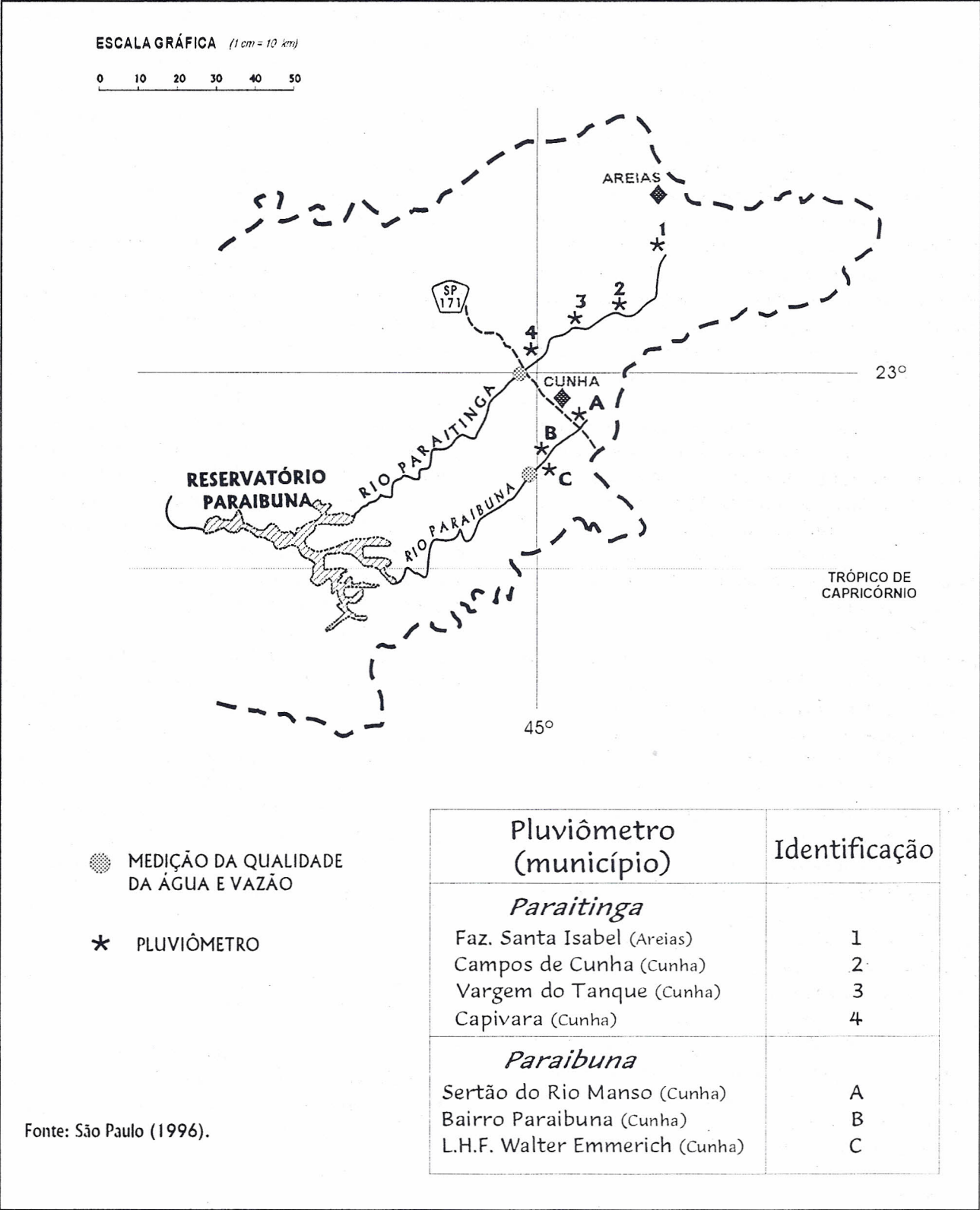


FIGURA 1 - Localização da área dos estudos, dos pontos de coletas e da rede pluviométrica utilizada.

Conforme o mapa de erosão do Estado de São Paulo (Instituto de Pesquisas Tecnológicas do Estado de São Paulo - IPT & Departamento de Águas e Energia Elétrica - DAEE, 1995), a área tem os solos variando de grau médio a alto de suscetibilidade à erosão. A bacia do rio Paraibuna está totalmente inserida na segunda categoria, enquanto a bacia do rio Paraitinga apresenta a maior porção de sua superfície com potencial médio de erosão dos solos.

A bacia do rio Paraibuna caracteriza-se por apresentar uso do solo onde terrenos próximos à nascente estão ocupados por culturas agrícolas anuais, criação de animais, pastagens para gado leiteiro, além de fragmentos de floresta secundária de Mata Atlântica. A floresta estende-se à jusante, cobrindo morros e acompanhando a maior extensão do rio. Ainda neste trecho encontram-se, em menor proporção que a floresta, áreas agrícolas, pastagens e criação de animais. Um pequeno aglomerado de casas forma o bairro rural de Paraibuna. Próximo ao limite do Parque Estadual da Serra do Mar, onde os solos são ocupados majoritariamente por Mata Atlântica, pequenas áreas de reflorestamentos com *Eucalyptus* associam-se à floresta natural. Estradas de terra cortam o rio em diferentes trechos.

A bacia do rio Paraitinga é caracterizada, predominantemente, por morros ocupados com pastagens muito utilizadas e pisoteadas pelo gado, associadas à presença de pequenos fragmentos de mata natural secundária. Grandes extensões das margens do rio Paraitinga e de seus afluentes encontram-se desprovidas de vegetação florestal. Várias estradas de terra acompanham e cortam a rede de drenagem da bacia hidrográfica.

O clima predominante na bacia do rio Paraitinga, segundo a classificação de Koeppen, é do tipo Cvb - temperado, de inverno seco, com total de chuvas no mês mais seco inferior a 30 mm, temperatura média do mês mais quente abaixo de 22°C, temperatura do mês mais frio acima de 18°C. Nas cabeceiras desta bacia o clima é semelhante ao da bacia do rio Paraibuna, isto é, do tipo Cfb - temperado, sem estação seca, com total de 30 mm de chuvas no mês mais seco, temperatura média do mês mais quente abaixo de 22°C e temperatura média do mês mais frio abaixo de 18°C (Setzer, 1966).

2.2 Métodos

Efetuiu-se mensalmente no terço superior dos rios, a uma profundidade aproximada de trinta centímetros da lâmina da água, e no centro do canal,

medições das concentrações de oxigênio dissolvido (mg.L^{-1}), e da temperatura da água (°C), num período que se estendeu de agosto de 1998 a agosto de 1999 para a primeira característica e até julho de 2000 para a segunda. A temperatura do ar foi obtida em local próximo das medições. Foram realizadas coletas de duas amostras de água em garrafas de polietileno com capacidade de 500 mL e 1000 mL para análise em laboratório da turbidez (FTU), cor aparente (UPC) e sedimentos em suspensão (mg.L^{-1}).

Na determinação das temperaturas da água e do ar utilizou-se um termômetro digital. As concentrações de oxigênio dissolvido foram medidas através de equipamento portátil, com eletrodos de membrana.

A turbidez e a cor aparente foram determinadas por colorimetria, através de espectrofotômetro, no Laboratório de Hidrologia Florestal Walter Emmerich (L.H.F.W.E.), instalado no Parque Estadual da Serra do Mar - Núcleo Cunha.

Pelo método gravimétrico, obteve-se as concentrações de sedimentos em suspensão, por intermédio de análises efetuadas no Laboratório de Ecologia Aplicada do Departamento de Ciências Florestais da ESALQ/USP.

Para o estabelecimento de correlações com as características físicas da água, obteve-se as descargas instantâneas dos rios no momento das coletas. Para o rio Paraitinga foram realizadas leituras de escalas fluviométricas instaladas no canal e mantidas pela Companhia de Pesquisa dos Recursos Minerais - CPRM. A relação cota-descarga desenvolvida pela empresa naquele ponto do rio foi empregada para conversão dos valores de cota fluviométrica em vazão, equação 1:

$$Q = 6,03726(h + 0,35)^{1,5241} \dots\dots\dots (1)$$

onde:

Q = descarga ou vazão (m^3/s), e
h = cota fluviométrica (m).

As descargas do rio Paraibuna foram determinadas pelo método "área-velocidade" (Departamento Nacional de Água e Energia - DNAEE, 1970), conforme equação 2:

$$Q = A \times V \dots\dots\dots (2)$$

onde:

Q = descarga ou vazão (m^3/s);
A = área da seção molhada do rio (m^2), e
V = velocidade média da água (m/s).

A área da seção molhada do rio Paraibuna para cada medição da vazão foi obtida pela determinação da largura da superfície da água no canal, sendo então subdividida em seções, em cada uma das quais se determinou a profundidade. A integração das áreas das subseções forneceu a área total da seção transversal molhada do canal.

A velocidade da água nas subseções foi medida por intermédio de molinete tipo *Price*, sendo feita às profundidades de 20% e 80% da seção, a partir da superfície. A velocidade média em cada subseção foi calculada pela média aritmética das velocidades da água nas duas profundidades. O produto da área de cada subseção pela velocidade média da água na mesma forneceu a descarga naquela seção do rio. A descarga total do curso d'água foi conseguida pela somatória das descargas.

Informações das precipitações pluviométricas para subsidiar o estudo foram obtidas a partir do CD-ROM "Banco de Dados Pluviométricos do Estado de São Paulo - atualizados até 1997" (Departamento de Águas e Energia Elétrica - DAEE, 1998), e pelos registros do posto meteorológico do Laboratório de Hidrologia Florestal Walter Emmerich.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Para se ter uma noção do regime de chuvas em diferentes setores das bacias hidrográficas, calculou-se a precipitação média anual nos pluviômetros indicados na FIGURA 1, a partir da série histórica compreendida entre 1983 e 1992 (FIGURA 2).

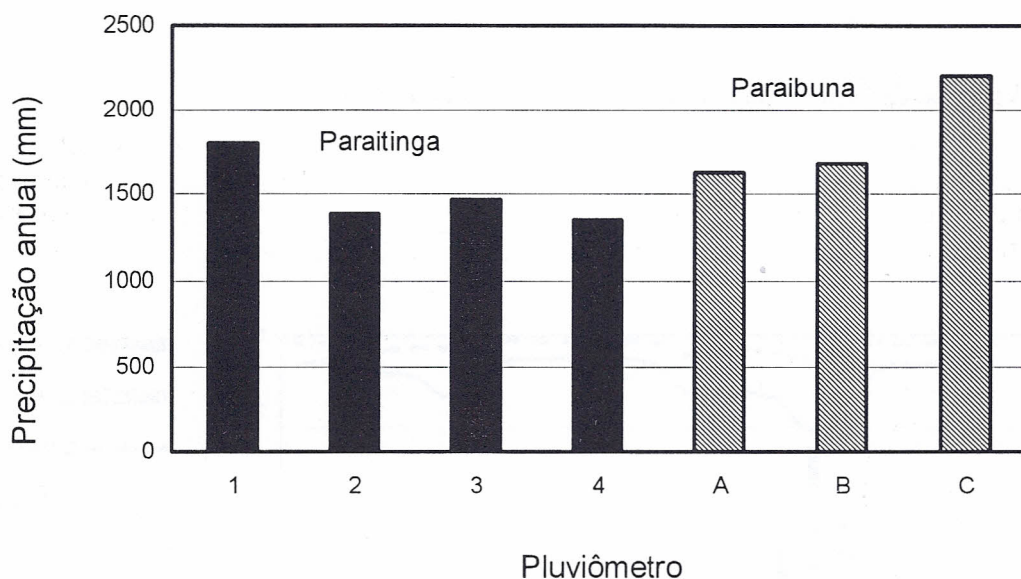


FIGURA 2 - Médias anuais de precipitação nas bacias dos rios Paraibuna e Paraitinga.

Junto às cabeceiras do rio Paraitinga a precipitação é superior às porções inferiores da bacia. Um montante da ordem de 1800 mm anuais alcançam os terrenos próximos às nascentes, enquanto à jusante os valores estão em torno de 1400 mm. Na bacia do rio Paraibuna, por sua vez, a precipitação pluviométrica nos terrenos de maior cota é menor que à jusante, com valores médios de 1650 mm contra 2200 mm rio abaixo.

A bacia do rio Paraibuna apresenta aproximadamente 300 mm anuais de precipitação a mais que a bacia do rio Paraitinga.

Os montantes de precipitação da FIGURA 2 são consistentes com os totais anuais apresentados por Setzer (1966), isto é, entre 1500 mm e 2000 mm próximo das nascentes do rio Paraitinga, entre 1300 mm e 1500 mm à jusante, e na bacia do rio Paraibuna superiores a 2000 mm.

A distribuição das descargas dos cursos d'água no momento das coletas é apresentada na FIGURA 3. Mesmo com precipitação superior, as descargas da bacia do rio Paraibuna são em média quatro vezes menores que a do rio Paraitinga, refletindo a maior área da segunda bacia.

As vazões mais pronunciadas ocorrem entre novembro e abril, e influenciam diretamente as características de qualidade da água vinculadas com material particulado em suspensão, conforme FIGURAS 4, 5 e 6.

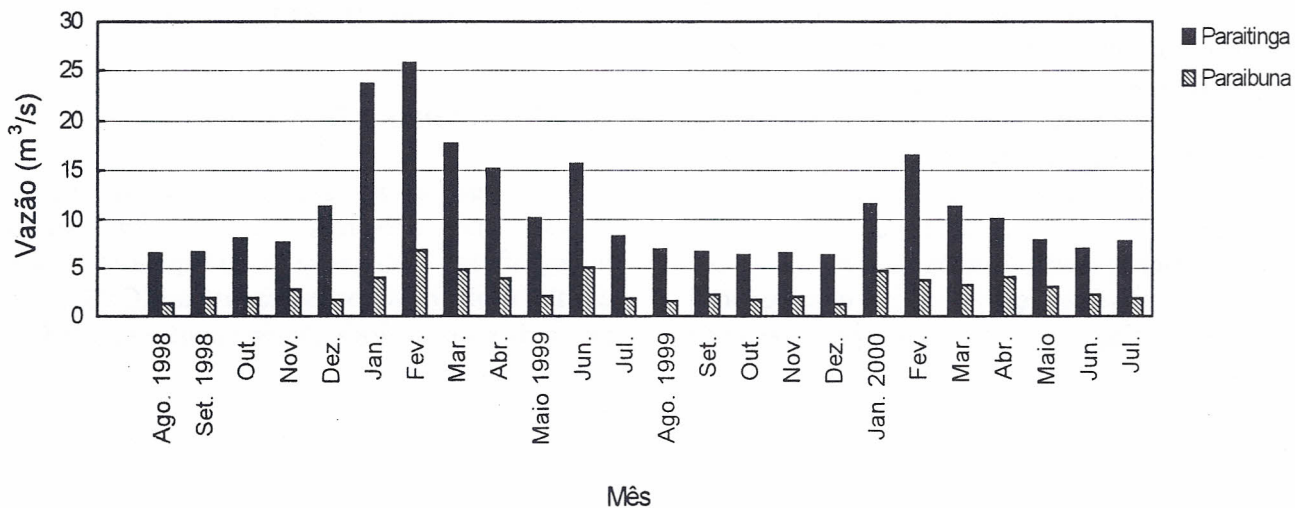


FIGURA 3 - Variação da vazão instantânea dos rios Paraibuna e Paraitinga.

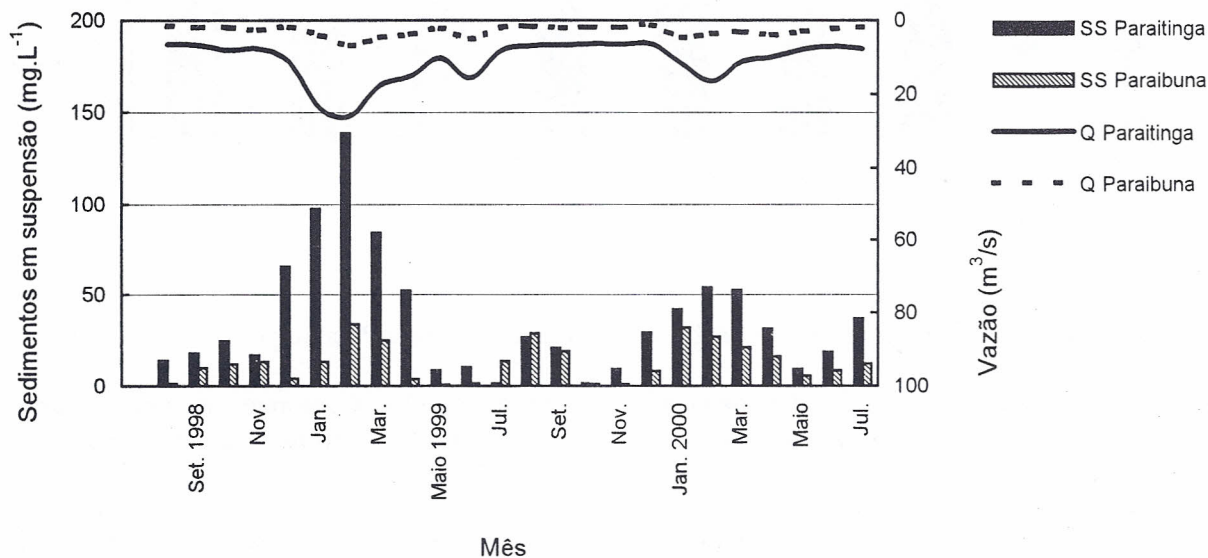


FIGURA 4 - Variação da concentração de sedimentos em suspensão (SS) e da vazão instantânea (Q) dos rios Paraibuna e Paraitinga.

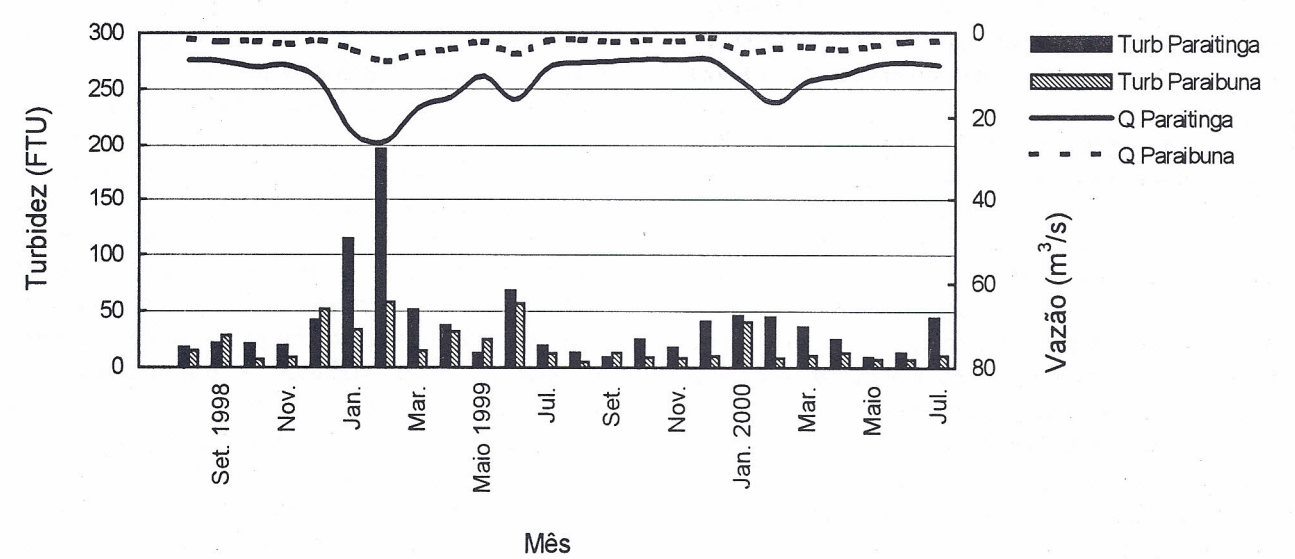


FIGURA 5 - Variação da turbidez (Turb) e da vazão instantânea (Q) dos rios Paraibuna e Paraitinga.

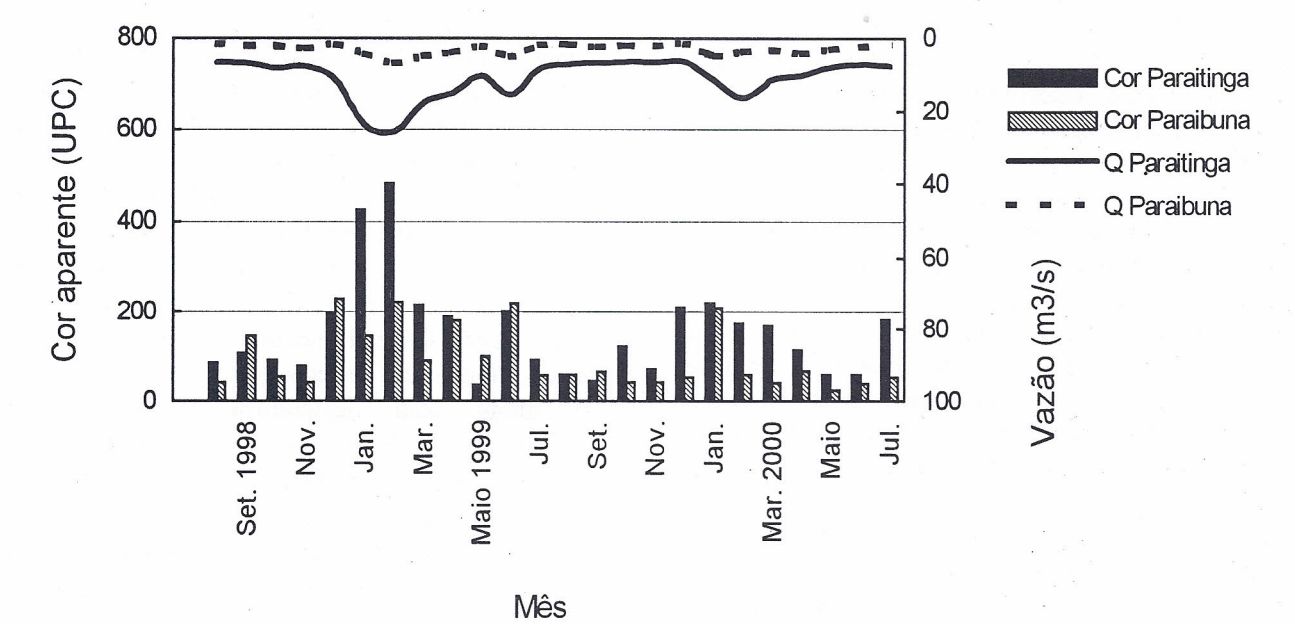


FIGURA 6 - Variação da cor aparente (Cor) e da vazão instantânea (Q) dos rios Paraibuna e Paraitinga.

Os rios apresentam concentrações de sedimentos em suspensão, turbidez e cor aparente diferentes, sendo geralmente superiores para o rio Paraitinga.

O aporte de sedimentos para os dois cursos d'água depende do material particulado que alcança o canal, proveniente das drenagens das bacias. Esse material pode resultar da erosão do solo mineral dos terrenos mais elevados das bacias ou das margens dos rios, dos escorregamentos de solo ou movimentos de massa, e em menor proporção, da matéria orgânica onde os solos são protegidos por uma vegetação mais densa.

As condições diferenciadas de uso e ocupação dos solos das duas bacias estão entre os principais fatores que conduzem ao comportamento observado para as três características. Mesmo com solos menos susceptíveis à erosão e com índice pluviométrico menor, o uso e a ocupação inadequados da bacia do rio Paraitinga influenciam negativamente a concentração de sedimentos em suspensão, a turbidez e a cor. Predominam na bacia do Paraitinga, pastagens desprovidas de práticas de conservação do solo e intensamente pisoteadas, que provocam o surgimento de extensas áreas desnudas, susceptíveis à severa erosão laminar, conforme salientado por Ávila *et al.* (1982). Esse tipo de erosão ocorre de forma contínua e disseminada por toda a bacia. Essas áreas estão sujeitas também a pequenos escorregamentos de solo ou movimentos de massa por indução do pisoteio do gado, que ao caminhar sempre nas mesmas trilhas, desestrutura a parte superficial do solo, desestabilizando-o com as chuvas, processo considerado por Ross & Moroz (1997) gerador de erosão por movimentos de massa na região.

Por sua vez o rio Paraibuna, que drena uma bacia com solos mais susceptíveis à erosão, mantém melhor qualidade da água devido à proteção do solo mais eficaz exercida pela floresta natural remanescente e às áreas mais restritas com pastagens pouco utilizadas. Estes terrenos, segundo Ávila *et al.* (1982), tendem a apresentar baixo fornecimento de material sólido para a rede de drenagem.

O fato da bacia do rio Paraibuna estar submetida a maior índice pluviométrico e possuir solos de alta erosividade, deveria contribuir à uma maior sedimentação das águas que no rio Paraitinga. Não obstante, é preciso considerar a influência da distribuição espacial das chuvas e do uso do solo sobre a erosão na bacia.

Junto às cabeceiras do rio Paraibuna e no bairro de mesmo nome - proximidades dos pluviômetros A e B - estão as áreas com uso do solo mais intensivo e, portanto, mais sujeitas aos efeitos erosivos das chuvas. Nestas áreas observa-se formação de sulcos e ravinas, que fornecem sedimentos para a rede de drenagem. No entanto, as precipitações nesses locais não são as maiores da bacia. As maiores chuvas ocorrem onde a floresta natural é o uso do solo predominante, isto é, no Parque Estadual da Serra do Mar e áreas vizinhas - proximidades do pluviômetro C - fator que contribui para que a erosão superficial seja minimizada pela ação protetora da vegetação e da serapilheira. Conforme Furian (1987) onde há floresta natural na bacia do rio Paraibuna, os solos são susceptíveis apenas à escorregamentos, que são provocados por episódios de picos de alta intensidade e frequência de chuvas, decorrentes das características morfológicas/estruturais do solo que propiciam os processos de infiltração, favorecendo o escoamento subsuperficial e subterrâneo, em detrimento do escoamento superficial. No entanto, estes escorregamentos com movimento de massa são localizados e se restringem a eventos isolados, podendo ser considerados pontuais. Devido à elevada capacidade de regeneração da vegetação local, os solos são recobertos e protegidos da ação das chuvas num período não muito longo. Consequentemente, estes terrenos tendem a contribuir para a sedimentação do curso d'água somente enquanto as cicatrizes dos escorregamentos estiverem expostas.

A presença de estradas de terra localizadas nas proximidades dos dois rios é um fator que contribui para a sedimentação da água. Vários estudos identificam a malha viária como sendo grande fonte de sedimentos para os cursos d'água, tanto em bacias com florestas como em áreas com agricultura (Packer, 1967; Kochendefter, 1970; Douglas & Swank, 1975; Food and Agriculture Organization - FAO, 1989; Binkley & Brown, 1993 e Bragagnolo *et al.*, 1997). Diversos trechos dessas estradas ocupam a zona ripária das bacias hidrográficas, área considerada crítica do ponto de vista de manutenção da qualidade da água, na qual se deve sempre evitar modificações das condições naturais (Zakia, 1998).

O máximo valor de turbidez (60 FTU) e cor aparente (250 UPC) obtidos nas águas do rio Paraibuna são considerados baixos. São menores, por exemplo, que os registrados por Takino *et al.* (1984) em estudo desenvolvido no rio Casquilho, cuja bacia se encontra preservada pelo Parque Estadual de Campos do Jordão, onde os valores máximos foram de 230 FTU e 420 UPC. Estes se aproximam dos registrados para o rio Paraitinga, isto é, 200 FTU e 500 UPC.

As concentrações de sedimentos nas águas das duas bacias foram em geral baixas. O máximo valor

determinado para o rio Paraitinga não excedeu 150 mg.L^{-1} . Na região oeste do Estado de São Paulo, Honda & Ochiai (1997) e Cruz (2000) registraram, respectivamente, concentrações de 6.300 mg.L^{-1} e 1.314 mg.L^{-1} na bacia Água da Cachoeira, que é uma área caracterizada por severa degradação, com ocorrência de várias formas de erosão.

As temperaturas das águas e do ar são apresentadas na FIGURA 7, com o rio Paraitinga suplantando os valores do rio Paraibuna em todo o período estudado.

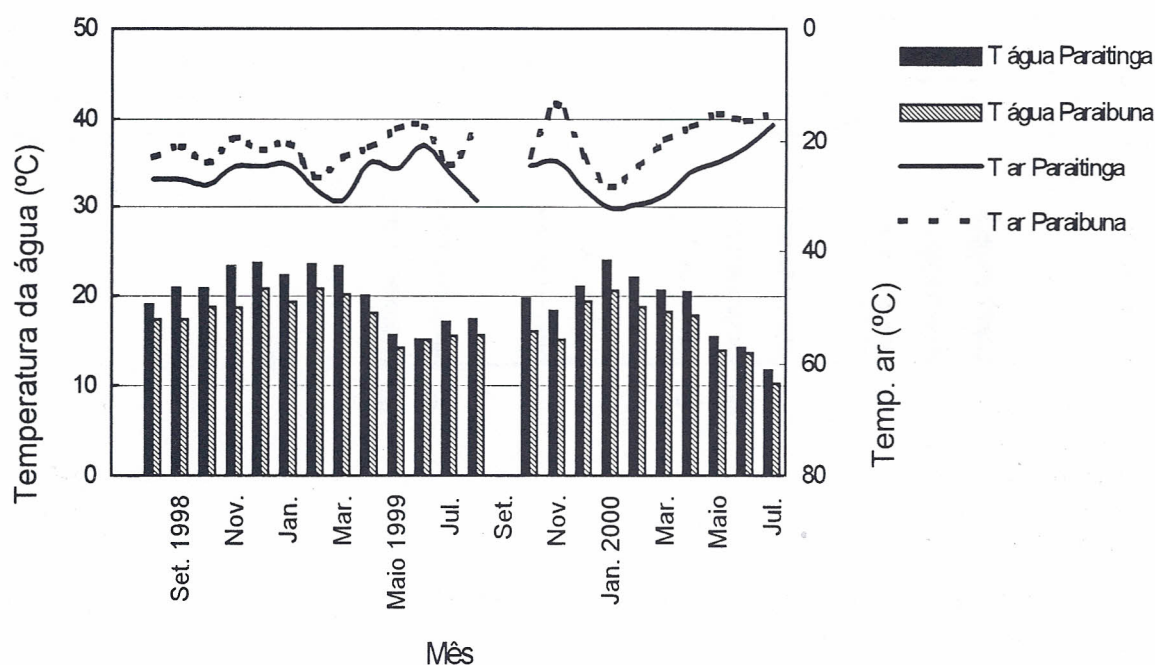


FIGURA 7 - Variação das temperaturas das águas (T água) e do ar (T ar) dos rios Paraibuna e Paraitinga.

As maiores temperaturas do ar junto ao rio Paraitinga resultam de um clima mais quente que na bacia do rio Paraibuna, fato que explica, parcialmente, as maiores temperaturas da água no primeiro rio, visto que esta característica das águas superficiais varia com as condições climáticas (Branco & Rocha, 1977).

Além das condições climáticas, fatores ambientais, como a presença de vegetação sombreando o canal, as dimensões do canal, o tempo de residência da água na rede de canais à montante e a descarga influenciam a temperatura das águas de um rio (Walling, 1980).

Apesar da existência de trechos onde a zona ripária se encontra desprovida de vegetação arbórea, sobretudo próximos às cabeceiras, a maior extensão do rio Paraibuna e seus afluentes está protegida por densa vegetação florestal. Por outro lado, o rio Paraitinga e seus formadores apresentam reduzido grau de proteção, uma vez que a vegetação ciliar está quase que totalmente ausente, além do que, por ser um rio mais largo que o Paraibuna, a eficiência de sombreamento de seu canal proporcionado pelas copas das árvores remanescentes tende a ser menor, estando o rio sujeito à maior incidência direta de radiação solar.

Com uma área maior, o tempo de residência da água na rede de canais da bacia hidrográfica do rio Paraitinga é superior ao da bacia do rio Paraibuna. Assim, a possibilidade de exposição da água à radiação solar nesta bacia é maior, fato que pode contribuir para as temperaturas mais elevadas.

Por outro lado, a descarga do rio Paraitinga, em média, quatro vezes maior que a descarga do rio Paraibuna, é um fator atenuante no aquecimento da água, devido ao maior volume de água envolvido nas trocas de calor do rio.

Os níveis de temperatura da água do rio Paraibuna - mínimo: 10,2°C; máximo: 20,8°C;

médio: 17,2°C superam ligeiramente os valores registrados em alguns de seus tributários que drenam bacias totalmente recobertas por floresta natural - mínimo: 11,3°C; máximo: 19,3°C; médio: 16,3°C, e são pouco menores que os valores medidos para tributários de bacias com uso do solo diversificado - mínimo: 12,1°C; máximo: 21,6°C; médio: 17,8°C (Arcova & Cicco, 1999).

As diferenças entre as concentrações de oxigênio dissolvido na água dos rios Paraibuna e Paraitinga (FIGURA 8) devem-se, principalmente, às condições distintas de turbulência e de temperatura da água dos rios.

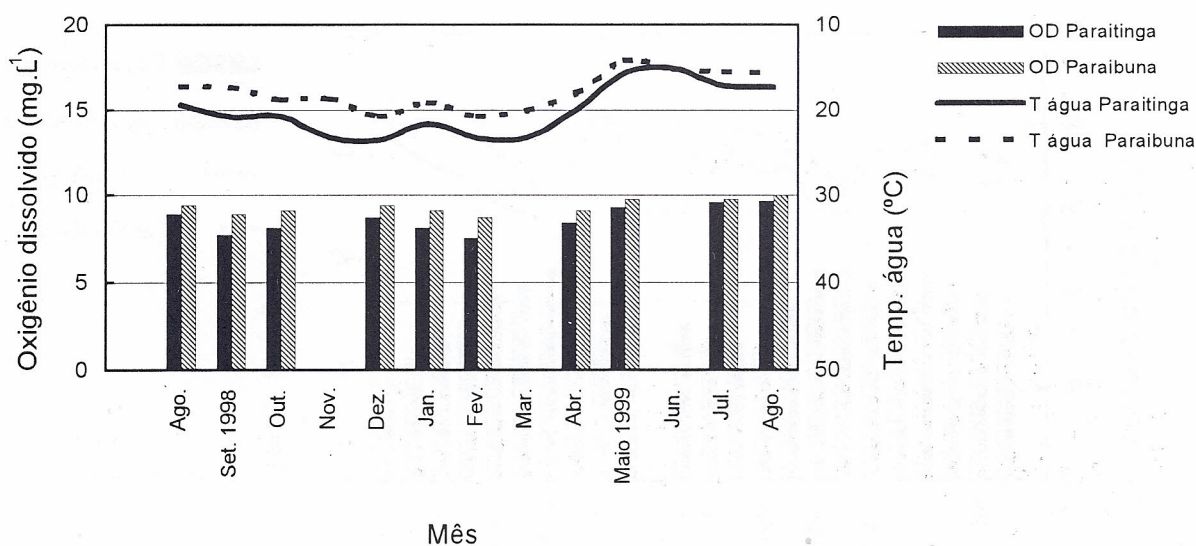


FIGURA 8 - Variação da concentração de oxigênio dissolvido (OD) e da temperatura da água (T água) dos rios Paraibuna e Paraitinga.

Como resultado da presença de cachoeiras e corredeiras em diversos trechos do percurso, conforme relatado por Furian (1987), o rio Paraibuna apresenta grande turbulência. Nesta situação ocorre o máximo contato da água com a camada de ar localizada imediatamente acima do canal, com a conseqüente dissolução do oxigênio atmosférico na água (Walling, 1980). O rio Paraitinga, ao contrário, tem o leito menos irregular, com águas pouco turbulentas, sendo o processo de dissolução do oxigênio menos intenso.

Como as temperaturas da água no rio Paraibuna são menores que as do rio Paraitinga, a solubilidade do oxigênio tende a ser maior no primeiro curso d'água, uma vez que existe uma relação inversa entre estas duas características (Walling, 1980; Brown, 1988).

As concentrações de oxigênio dissolvido na água de ambos os rios mantiveram-se numa faixa considerada normal para águas superficiais naturais, entre 7,5 mg.L⁻¹ e 10,0 mg.L⁻¹ e estão próximas às concentrações de riachos tributários do rio Paraibuna, entre 6,0 mg.L⁻¹ a 11,8 mg.L⁻¹ (Arcova *et al.*, 1998).

4 CONCLUSÕES

Pelos resultados obtidos no presente trabalho, observou-se que os rios Paraitinga e Paraibuna, localizados na região do Alto Vale do Paraíba, apresentam características físicas de suas águas diferentes. Pode-se atribuir tal comportamento às variações climáticas e da vegetação das áreas de estudo e, principalmente, ao mau uso e ocupação do solo da bacia hidrográfica do rio Paraitinga.

5 AGRADECIMENTOS

Aos senhores João Amaro Batista e Ivail R. de Toledo, funcionários do Laboratório de Hidrologia Florestal Walter Emmerich, pela realização de análises da água e pelo auxílio na determinação das vazões do rio Paraíba. À Companhia de Pesquisas de Recursos Minerais - CPRM, pela cessão da curva-chave do rio Paraitinga.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ARCOVA, F. C. S. **Balço hídrico, características do deflúvio e calibragem de duas microbacias hidrográficas na Serra do Mar, SP**. 1996. 130 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- _____.; CICCIO, V. de. Pesquisas em microbacias hidrográficas no Laboratório de Hidrologia Florestal Walter Emmerich, Cunha-SP: qualidade da água e geoquímica. In: **FÓRUM DE GEO-BIO-HIDROLOGIA**, 1., 1998, Curitiba. **Anais...** Curitiba: UFPR, 1998. p. 201-210.
- _____.; CESAR, S. F.; CICCIO, V. de. Qualidade da água em microbacias recobertas por floresta de Mata Atlântica, Cunha, SP. **Rev. Inst. Flor.**, São Paulo, v. 10, n. 2, p. 185-196, 1998.
- _____.; CICCIO, V. de. Qualidade da água de microbacias com diferentes usos do solo na região de Cunha, Estado de São Paulo. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, n. 56, p. 125-134, 1999.
- ÁVILA, I. G. *et al.* Uso e ocupação do solo no Alto Paraíba (II): influência nos processos de escorregamento, erosão e assoreamento. In: **CONGRESSO NACIONAL SOBRE ESSÊNCIAS NATIVAS**, 1982, Campos do Jordão. **Anais...** São Paulo: UNIPRESS, 1982. p. 1936-1942. (Rev. Inst. Flor., São Paulo, v. 4, n. único, pt. 3, Edição especial).
- BINKLEY, D.; BROWN, T. C. **Management impacts on water quality of forests and rangelands**. Fort Collins: USDA Forest Service, Rocky Mountain Forest and Range Experiment Station, 1993. 115 p. (General Technical Report RM, 239).
- BRAGAGNOLO, N.; PAN, W.; THOMAS, J. C. **Solo: uma experiência em manejo e conservação**. Curitiba: Ed. do Autor, 1997. 102 p.
- BRANCO, S. M.; ROCHA, A. A. **Poluição, proteção e usos múltiplos de represas**. São Paulo: Edgard Blücher, 1977. 185 p.
- BROWN, G. W. **Forestry and water quality**. 2. ed. Corvallis: O.S.U. Book Stores, 1988. 142 p.
- CRUZ, S. F. **Monitoramento hidrológico da microbacia Água da Cachoeira em Paraguaçu Paulista - SP como um dos parâmetros para avaliação ambiental**. 2000. 76 f. Dissertação (Mestrado em Conservação e Manejo de Recursos) - Centro de Estudos Ambientais, Universidade Estadual Paulista, Rio Claro.
- DEPARTAMENTO DE ÁGUAS E ENERGIA ELÉTRICA (São Paulo, SP). **Banco de dados pluviométricos do Estado de São Paulo: atualizado até 1997**. Banco de dados. Elaborado pela Fundação Centro Tecnológico de Hidráulica, Convênio DAEE-USP, São Paulo. 1998. 1 CD-ROM. Windows 95 ou superior.
- DEPARTAMENTO NACIONAL DE ÁGUAS E ENERGIA - DNAEE. **Normas e recomendações hidrológicas: fluviometria**. Brasília, DF: DNAEE, 1970. 94 p.
- DOUGLAS, J. E.; SWANK, W. T. Effects of management practices on water quality and quantity: Coweeta Hydrologic Laboratory. In: **MUNICIPAL WATERSHED MANAGEMENT SYMPOSIUM**, 1973, Pennsylvania. **Proceedings...** Upper Darby: USDA Forest Service, Northeastern Forest Experiment Station, 1975. 13 p. (General Technical Report NE, 13).
- FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION - FAO. **Watershed management field manual: road design and construction in sensitive watersheds**. Rome: FAO, 1989. 218 p. (Conservation Guide).
- FURIAN, S. M. **Estudo geomorfológico do escoamento superficial pluvial em parcelas experimentais no Parque Estadual da Serra do Mar - Núcleo Cunha/SP: um esboço metodológico**. 1987. 187 f. Dissertação (Mestrado em Geografia Física) - Faculdade de Filosofia, Letras e Ciências Humanas, Universidade de São Paulo, São Paulo.

HONDA, E. A.; OCHIAI, H. O transporte de sedimentos em suspensão na cabeceira do rio Água da Cachoeira, Paraguaçu Paulista - SP. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE RECURSOS HÍDRICOS, 12., 1997, Vitória. *Anais...* São Paulo: SONOPRESS, 1997. 10 p. 1 CD-ROM.

INSTITUTO DE PESQUISAS TECNOLÓGICAS DO ESTADO DE SÃO PAULO - IPT; DEPARTAMENTO DE ÁGUAS E ENERGIA ELÉTRICA - DAEE (São Paulo, SP). *Mapa de erosão do Estado de São Paulo*. São Paulo: IPT, 1995. Escala 1: 1000.000.

KOCHENDEFER, J. N. *Erosion control on logging roads in the Appalachians*. Upper Darby: USDA Forest Service, Northeastern Forest Experiment Station, 1970. 28 p. (Research Paper NE, 158).

KURKDJIAN, M. L. M. O. *et al.* *Macrozoneamento da região do Vale do Paraíba e litoral norte do Estado de São Paulo*. São José dos Campos: INPE, 1992. 176 p. (INPE-5381-PRP, 165).

OLIVEIRA, J. B. *et al.* *Mapa pedológico do Estado de São Paulo: legenda expandida*. Campinas: EMBRAPA/IAC, 1999. 64 p.

ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS NO BRASIL. Divisão de Comunicação e Administração de Projetos. Departamento de Informação Pública. *Resumo da Agenda 21*. Rio de Janeiro: Centro de Informação das Nações Unidas no Brasil, 1993. 46 p.

PACKER, P. E. Forest treatment effects on water quality. In: INTERNATIONAL SYMPOSIUM ON FOREST HYDROLOGY, 1., 1965, Pennsylvania. *Proceedings...* Oxford: Pergamon Press, 1967. p. 687-699.

PRANDINI, F. L. *et al.* Uso e ocupação do solo no Alto Paraíba (I): contribuição ao conhecimento de sua evolução. In: CONGRESSO NACIONAL SOBRE ESSÊNCIAS NATIVAS, 1982, Campos do Jordão. *Anais...* São Paulo: UNIPRESS, 1982. p. 1929-1935. (Rev. Inst. Flor., São Paulo, v. 4, n. único, pt. 3, Edição Especial).

ROSS, J. L.; MOROZ, I. C. *Mapa geomorfológico do Estado de São Paulo*. São Paulo: USP/FFLCH/IPT/FAPESP, 1997. v. 1. Escala 1: 500.000

SÃO PAULO (Estado). Secretaria dos Transportes. Departamento de Estradas e Rodagem. *Mapa rodoviário do Estado de São Paulo*. São Paulo: Imprensa Oficial, 1996. Escala: 1:1000.000.

SETZER, J. *Atlas climático e ecológico do Estado de São Paulo*. São Paulo: Comissão Interestadual da Bacia Paraná - Uruguai, 1966. 61 p.

SOUZA, A. D. G. de; TUNDISI, J. G. Hidrogeochemical comparative study of the Jau and Jacaré-Guaçu river watersheds, São Paulo, Brazil. *Rev. Bras. Biol.*, São Carlos, v. 60, n. 4, p. 1-9, 2000. Disponível em: <<http://www.scielo.br>>. Acesso em: 08 nov. 2001.

TAKINO, M.; MAIER, M. H.; STEMPNIEWSKI, H. L. Características físicas e químicas da água em ambientes de altitude elevada - Campos do Jordão. *Boletim do Instituto de Pesca*, São Paulo, v. 11, n. único, p. 1-12, 1984.

WALLING, D. E. Water in the catchment ecosystem. In: GOWER, A. M. (Ed.). *Water quality in catchment ecosystems*. New York: John Wiley & Sons, 1980. cap. 1, p.1-47.

ZAKIA, M. J. B. *Identificação e caracterização da zona ripária em uma microbacia experimental: implicações no manejo de bacias hidrográficas e na recomposição de matas nativas*. 1998. 99 f. Tese (Doutorado em Ciências da Engenharia Ambiental) - Escola de Engenharia de São Carlos, Universidade de São Paulo, São Carlos.

FITOSSOCIOLOGIA DE DOIS FRAGMENTOS DE FLORESTA ESTACIONAL SEMIDECIDUAL NO PONTAL DO PARANAPANEMA, SP¹

Giselda DURIGAN²

João Dagoberto dos SANTOS³

Flavio Bertin GANDARA⁴

RESUMO

Para efetuar o levantamento fitossociológico do componente arbóreo da floresta em fragmentos remanescentes no Pontal do Paranapanema, adotou-se um método alternativo, na tentativa de reunir os aspectos positivos e eliminar os aspectos negativos de dois métodos amplamente utilizados: quadrantes e parcelas. Foram amostrados dois fragmentos, distantes cerca de 1100 m entre si, com históricos de perturbação diferentes. Em cada fragmento foram amostrados 400 indivíduos, com DAP mínimo de 10 cm, em 100 pontos de amostragem pelo método de quadrantes, a partir dos quais obtiveram-se os parâmetros relativos de densidade, frequência e dominância. Uma vez que o método de quadrantes tem se mostrado inadequado para estimativa de densidade absoluta em áreas perturbadas, optou-se por uma estimativa independente da densidade da floresta, utilizando, em cada fragmento, 20 parcelas de 100 m² (4 x 25 m), em que foram apenas contabilizados os indivíduos acima do diâmetro mínimo de inclusão. A floresta apresentou, coincidentemente, densidade absoluta de 405 indivíduos por hectare (DAP \geq 10 cm), em ambos os fragmentos. Obteve-se área basal bastante diferente entre fragmentos: 21,6 m²/ha (Água Sumida) e 13,8 m²/ha (Estrela), refletindo diferentes níveis de impacto sobre a floresta nas duas áreas. A análise conjunta dos dois fragmentos apontou a presença de 78 espécies. No fragmento Estrela foram amostradas 65 espécies ($H' = 3,35$, $J = 80,3\%$), sendo as primeiras em ordem decrescente de IVI: *Plinia rivularis*, *Croton floribundus*, *Ficus insipida*, *Duguetia lanceolata* e *Astronium graveolens*. No fragmento Água Sumida foram amostradas 62 espécies ($H' = 3,51$, $J = 85,0\%$), destacando-se em ordem decrescente de IVI: *Plinia rivularis*, *Chrysophyllum gonocarpum*, *Garcinia gardneriana*, *Astronium graveolens* e *Ficus guaranitica*. Embora haja diferenças na ordem de importância das espécies, obteve-se alta similaridade florística entre os fragmentos (63% pelo índice de Jaccard). O método utilizado mostrou-se de fácil aplicação no campo e nos cálculos. Os resultados atenderam ao objetivo principal deste estudo, que foi conhecer a estrutura e a flora da comunidade arbórea da floresta, para subsidiar programas de restauração da Mata Atlântica na região do Pontal do Paranapanema.

Palavras-chaves: Mata Atlântica; Pontal do Paranapanema; estrutura; espécies arbóreas; fitossociologia.

ABSTRACT

Two forest fragments remaining at Pontal do Paranapanema (western region of São Paulo State) were studied, with the aim of describing the structure and arboreal flora of the forest to aid restoration projects. The survey method adopted comprised the combination of two traditional methods: plots and point-centred quarter method (PCQ). Two fragments approximately 1100 m apart were studied, and the main difference between them seems to be in the history of disturbance. In each fragment, 100 points on a number of transects were surveyed, thus giving a total of 400 individuals (DBH \geq 10 cm), that were measured and identified. Since PCQ has been shown to be unreliable for estimating absolute density in areas which have suffered disturbance, it was decided to make an independent estimate of absolute density using 20 plots of 100 m² (25 x 4 m) installed along the transects, in which all trees (\geq 10 cm DBH) were counted. Absolute density of the forest as a whole was 405 ind/ha in both fragments, a remarkable coincidence. Basal area was quite different between the areas: 21.6 m²/ha (Água Sumida) and 13.8 m²/ha (Estrela), reflecting different level of disturbances. Summing both fragments, a total of 78 species were found. In the Estrela fragment, 65 species occurred ($H' = 3.35$, $J = 80.3\%$), the most important in decreasing order of IVI being: *Plinia rivularis*, *Croton floribundus*, *Ficus insipida*, *Duguetia lanceolata* and *Astronium graveolens*. In the Água Sumida fragment, there were 62 species ($H' = 3.51$, $J = 85.0\%$), and the most important in IVI were: *Plinia rivularis*, *Chrysophyllum gonocarpum*, *Garcinia gardneriana*, *Astronium graveolens* and *Ficus guaranitica*. In spite of the differences in the importance order of species, there was high floristic similarity (Jaccard index = 63%) between the fragments. The combined method was easy to apply and the results can be used to aid restoration projects of the Atlantic Forest at Pontal do Paranapanema.

Key words: Atlantic Forest; Pontal do Paranapanema; structure; tree species; fitossociology.

(1) Aceito para publicação em janeiro de 2002.

(2) Instituto Florestal, Caixa Postal 1322, 01059-970, São Paulo, SP, Brasil.

(3) ESALQ-USP, Departamento de Ciências Florestais, Caixa Postal 9, 13400-000, Piracicaba, SP, Brasil.

(4) ESALQ-USP, Departamento de Ciências Biológicas, Caixa Postal 9, 13400-000, Piracicaba, SP, Brasil.

1 INTRODUÇÃO

A região denominada Pontal do Paranapanema, como todo o oeste paulista, era originalmente coberta por florestas, entremeadas por pequenas manchas de cerrado, em um mosaico que Veloso *et al.* (1991) denominam zona de tensão ecológica, com transição na forma de ecótono, em que espécies florestais e de cerrado compartilham o espaço em proporções variáveis ao longo da transição.

Dean (1997) especula sobre as causas da existência desse mosaico, mas sugere, equivocadamente, que os cerrados do oeste paulista seriam resultado da ação antrópica, quando, na verdade, sabe-se hoje que essa transição cerrado x floresta é natural e estreitamente associada com as condições edáficas (Ratter, 1992), estando as florestas associadas aos solos mais férteis, com maiores teores de cálcio e magnésio.

É dentro desta região, extremamente devastada, que se inserem as áreas de estudo, cuja vegetação, com base na classificação de Veloso *et al.* (1991) é floresta estacional semidecidual, um dos subtipos florestais do grande domínio da Mata Atlântica. Embora ainda subsistam controvérsias sobre a inserção dessas áreas no domínio da Mata Atlântica, estudos mais recentes (Joly *et al.*, 1999) apresentam argumentos suficientes para solidificar o conceito amplo de Mata Atlântica, que incorpora as florestas estacionais semidecíduais dos Estados de São Paulo, Paraná, Minas Gerais, Santa Catarina, Rio Grande do Sul, Goiás, Mato Grosso do Sul, Bahia e Espírito Santo e de países vizinhos, como o Paraguai e a Argentina. É este grande bioma que tem sido considerado como uma das áreas prioritárias para a conservação no panorama global, com base em sua diversidade biológica e grau de ameaça (Myers *et al.*, 2000). Existem poucos estudos sobre a floresta estacional semidecidual do extremo oeste paulista, podendo ser mencionados Baitello *et al.* (1988) e Schlitter (1990), ambos no Parque Estadual do Morro do Diabo, município de Teodoro Sampaio.

O presente estudo é parte de um projeto maior, intitulado "Ilhas de biodiversidade como corredores na restauração da paisagem fragmentada do Pontal do Paranapanema", que visa a ampliação

das áreas de florestas no Pontal, através do plantio de espécies arbóreas (Cullen Jr., 2000). Para poder planejar esses plantios, efetuou-se o levantamento fitossociológico dos fragmentos remanescentes, visando conhecer a estrutura da floresta, as espécies que compõem o estrato arbóreo e a proporção entre elas.

Optou-se, neste estudo, por utilizar um método não convencional de amostragem, de modo que fosse possível eliminar as deficiências e potencializar as qualidades de dois métodos amplamente utilizados no Brasil: o método de parcelas e o método de quadrantes. O que se buscou foi um levantamento rápido, abrangente e que fornecesse resultados precisos, especialmente para a densidade absoluta da floresta.

Martins (1979) tece extensas considerações a partir dos dois métodos e aponta vantagens e desvantagens de ambos. Para o método de quadrantes, que apresenta as vantagens por ser de aplicação rápida (Gibbs *et al.*, 1980) e possibilitar a amostragem de áreas extensas (Cottam & Curtis, 1956; Martins, 1991), o principal ponto negativo é o frágil embasamento matemático da estimativa de densidade absoluta, que gera, por consequência, um viés também na estimativa da dominância absoluta.

A existência desse erro, associado ao padrão de agregação da vegetação, já era apontada por Cottam *et al.* (1953), antes mesmo da disseminação do método.

Gorenstein *et al.* (no prelo), ao dimensionarem o erro na estimativa de densidade pelo método de quadrantes, através de simulação de Monte Carlo, encontraram valores extremos de +70% (para floresta com distribuição totalmente regular) até -76% (para floresta com distribuição fortemente agrupada).

Alguns autores, incluindo Catana Jr. (1963) e Engeman *et al.* (1994), tentaram encontrar soluções alternativas para eliminar ou reduzir o erro intrínseco do método, mas não foram bem sucedidos.

No presente estudo, ao se eliminarem as medições de distância árvore-ponto e utilizarem-se parcelas para estimativa da densidade da floresta, o objetivo foi, principalmente, eliminar aquele erro, imprevisível, dos cálculos de densidade.

2 MATERIAL E MÉTODOS

2.1 Área de Estudo

Foram efetuados levantamentos fitossociológicos em dois fragmentos florestais, sendo um com área de 1207,62 ha (Estrela) e o outro com 555 ha (Água Sumida), situados entre as coordenadas 22°16' e 22°21'S, 52°21' e 52°19'W, a uma altitude média de 430 m, estando distantes cerca de 1100 m entre si, no município de Teodoro Sampaio, SP (FIGURA 1). A área entre os dois fragmentos é subdividida em lotes,

componentes do Assentamento Água Sumida, implantado pelo Instituto Nacional de Colonização e Reforma Agrária - INCRA, em 1990. O uso do solo nos lotes tem sido agricultura e pecuária.

A região apresenta-se com relevo suave ondulado e o embasamento geológico é constituído por arenitos do grupo Bauru (Formação Caiuá). Predominam na região solos do tipo Latossolo Vermelho Escuro distrófico e o clima é classificado como Cwa, pela classificação de Köppen (mesotérmico, com verão quente e úmido e inverno seco). A precipitação média anual gira em torno de 1382 mm (Schlittler, 1990).

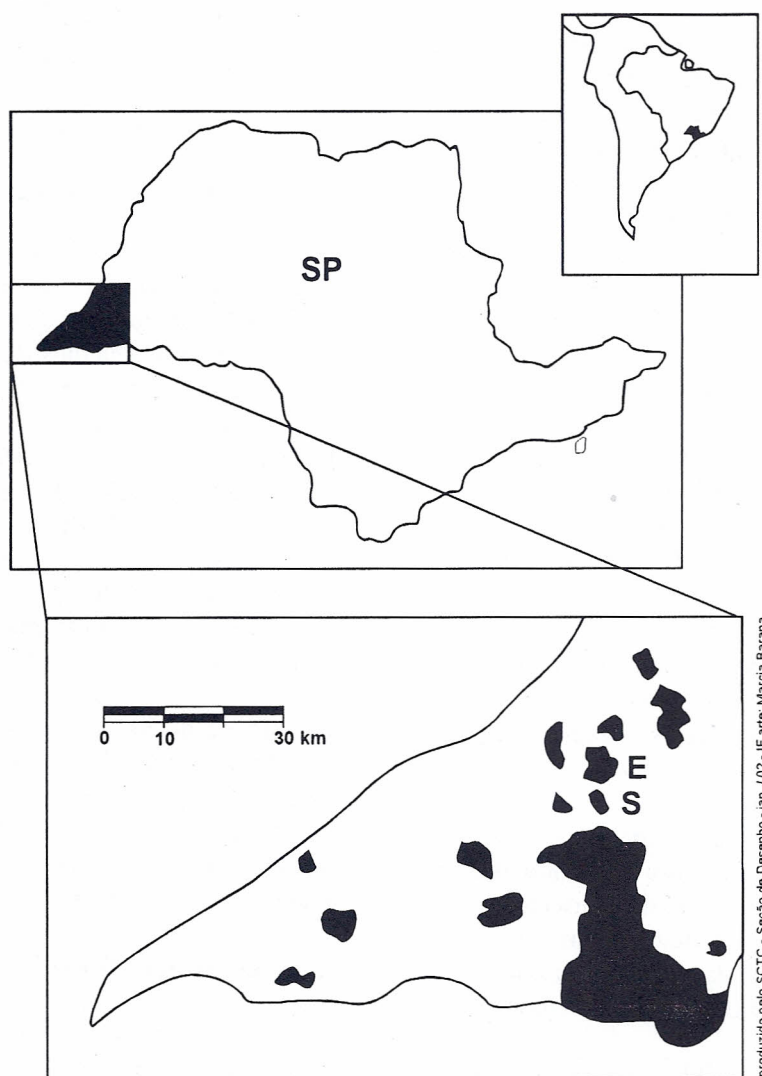


FIGURA 1 - Localização dos fragmentos florestais estudados no Pontal do Paranapanema. E - Estrela; S - Água Sumida.

2.2 Vegetação

A floresta estudada enquadra-se como Floresta Estacional Semidecidual, de acordo com a classificação de Veloso *et al.* (1991).

O fragmento menor (Água Sumida) foi totalmente atingido por incêndio, três anos antes deste levantamento, apresentando grande proliferação de lianas e baixa densidade de árvores de pequeno porte.

O fragmento maior (Estrela) também foi atingido pelo fogo, tendo partes queimadas em diferentes momentos, o último dos quais ocorreu cerca de 10 anos antes da realização deste estudo. Há trechos com maior ou menor proliferação de lianas e, diferentemente do outro fragmento, este possui alta densidade de árvores de pequeno porte.

Além do impacto exercido pelos incêndios, a floresta mostra evidências de exploração seletiva de madeira, especialmente de espécies que se prestam à construção de cercas ou à manufatura de cabos de ferramentas, como o ipê roxo (*Tabebuia avellanedae*), a peroba (*Aspidosperma polyneuron*), a canafístula (*Peltophorum dubium*) e o jatobá (*Hymenaea courbaril*), entre outras. Essa segunda forma de impacto é mais evidente na mata da Estrela.

2.3 Método de Amostragem

Estabeleceu-se como limite mínimo de inclusão o DAP (diâmetro do tronco a 1,30 m acima do nível do solo) de 10 cm.

Para aplicação do método de quadrantes em cada um dos dois fragmentos, adotou-se o procedimento descrito a seguir:

- abriram-se transectos, distribuídos por todo o fragmento, buscando representar o mosaico florestal;
- ao longo dos transectos, foram lançados, sistematicamente, 100 pontos de amostragem, distantes 30 passos entre si (cerca de 22,5 m);
- em cada ponto foi colocada uma cruzeta de madeira, orientada sempre de modo que um dos eixos seguisse o rumo do transecto, e
- em cada ponto foram identificadas e medido o DAP (com suta) das quatro árvores mais próximas do ponto (uma em cada quadrante).

Cabe ressaltar que não foi efetuada a medição das distâncias ponto-árvore, cuja única finalidade seria gerar a estimativa de densidade absoluta da floresta. A estimativa de densidade foi efetuada com base no método de parcelas, como segue:

- a cada cinco pontos quadrantes, levantou-se a densidade em uma parcela de 100 m² (25 x 4 m);
- a demarcação de cada parcela foi feita estendendo-se trena de 25 m, a partir do quinto ponto para trás, contando-se todas as árvores com DAP \geq 10 cm, situadas dentro de 2 m à direita ou à esquerda da trena, com a ajuda de uma vara de 2 m;
- todas as árvores que tocassem o limite da parcela em duas faces foram incluídas, e excluídas as que tocassem as outras duas faces, pré-determinadas, e
- as árvores das parcelas não foram medidas e nem identificadas, uma vez que a única finalidade dessa amostragem foi estimar a densidade absoluta da floresta.

Foram levantadas, no total, 20 parcelas em cada fragmento, para estimativa da densidade absoluta total da floresta.

2.4 Cálculos Fitossociológicos

Para o cálculo dos parâmetros relativos de densidade, frequência e dominância, aplicaram-se as fórmulas compiladas por Martins (1991).

Para os cálculos de densidade absoluta de cada espécie, em vez de se partir da densidade total da floresta estimada com base na média das distâncias ponto-árvore, estimou-se esse valor a partir das parcelas de amostragem, como é usualmente feito no método de parcelas.

A partir deste valor, efetuaram-se todos os outros cálculos, seguindo os mesmos procedimentos adotados quando se aplica o método de quadrantes convencional.

Calculou-se, ainda, o índice de diversidade de Shannon-Wiener (H'), apresentado por Ludwig & Reynolds (1988), com base neperiana, para os dois fragmentos, e a equabilidade (J), segundo Pielou (1966). Para os cálculos de similaridade florística adotou-se o índice de Jaccard (Southwood, 1978).

2.5 Identificação Botânica

O material botânico coletado e processado foi identificado por comparação com material já identificado, depositado no Herbário D. Bento Pickel (SPSF), do Instituto Florestal, tendo sido encaminhados para especialistas espécimens de difícil identificação.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

O método adotado para o levantamento mostrou-se de fácil aplicação no campo, especialmente por prescindir das medições de distância ponto-árvore, que demandam considerável esforço e tempo, mormente em florestas com grande proliferação de lianas, como era o caso dos fragmentos amostrados neste estudo. A estimativa de densidade absoluta, a partir das parcelas, apresentou resultados surpreendentemente idênticos, de 405 ind./ha para ambos os fragmentos, com desvio padrão da média inferior a 10% para ambas as áreas.

Foram amostradas, no total, nos dois fragmentos, 78 espécies (77 árvores e uma palmeira), pertencentes a 30 famílias (TABELA 1). Destas, 19 espécies foram amostradas com um único indivíduo. Outras dez espécies foram amostradas com mais de um indivíduo, mas em apenas uma das áreas. Mesmo assim, considerando-se que

há similaridade a partir de 25% (Mueller-Dombois & Ellenberg, 1974), a similaridade florística obtida entre os dois fragmentos foi elevada, com índice de Jaccard igual a 63% (49 espécies em comum).

No fragmento Água Sumida, a área basal foi de 21,6 m²/ha, mas na mata da Estrela foi de apenas 13,8 m²/ha. Esses valores sugerem que o fragmento maior e aparentemente melhor preservado (Estrela) tem sofrido maior impacto, provavelmente decorrente da exploração de árvores de grande porte, com a retirada de madeiras nobres. Uma vez que a densidade da floresta foi igual para ambas as áreas, presume-se que indivíduos jovens, de pequeno porte, de espécies não exploradas, estão substituindo as árvores de maior porte do dossel, que têm sido retiradas no fragmento Estrela. *Croton floribundus*, presente em alta densidade neste fragmento, mas com área basal relativamente baixa, pode estar desempenhando este papel.

TABELA 1 - Espécies arbóreas amostradas em dois fragmentos florestais no Pontal do Paranapanema, SP, Brasil. NS = número de indivíduos amostrados no fragmento Água Sumida; NE = número de indivíduos amostrados no fragmento Estrela.

FAMÍLIA	ESPÉCIE	NS	NE
Anacardiaceae	<i>Astronium graveolens</i> Jacq.	21	19
Annonaceae	<i>Annona cacans</i> Warm.	4	0
	<i>Duguetia lanceolata</i> A. St. -Hil.	16	16
Apocynaceae	<i>Aspidosperma polyneuron</i> M. Arg.	13	3
	<i>Tabernaemontana hystrix</i> (Steud.) DC.	1	1
Araliaceae	<i>Schefflera morototoni</i> (Aubl.) B. Maguire, J. A. Steyermark & D. G. Frodin	5	3
Arecaceae	<i>Syagrus romanzoffiana</i> (Cham.) Glassman	4	1
Bignoniaceae	<i>Tabebuia avellanedae</i> Lorentz ex Griseb.	5	2
	<i>Tabebuia umbellata</i> (Sond.) Sandwith	1	0
	<i>Zeyheria tuberculosa</i> (Vell.) Bur. ex Verlot	1	2
Boraginaceae	<i>Cordia trichotoma</i> (Vell.) Arrab. ex Steud.	3	0
	<i>Cordia ecalyculata</i> Vell.	0	2

continua

continuação - TABELA 1

FAMÍLIA	ESPÉCIE	NS	NE
Burseraceae	<i>Protium heptaphyllum</i> March.	7	1
Caesalpiniaceae	<i>Apuleia leiocarpa</i> (Vog.) Macbr.	3	3
	<i>Copaifera langsdorffii</i> Desf.	1	3
	<i>Holocalyx balansae</i> Micheli	5	4
	<i>Hymenaea courbaril</i> L.	2	7
	<i>Peltophorum dubium</i> (Spreng.) Taub.	13	0
Caricaceae	<i>Jacaratia spinosa</i> (Aubl.) DC.	5	7
Cecropiaceae	<i>Cecropia pachystachya</i> Tréc.	1	12
Euphorbiaceae	<i>Croton floribundus</i> Spreng.	26	66
	<i>Sebastiania brasiliensis</i> Spreng.	1	1
Fabaceae	<i>Machaerium brasiliense</i> Vog.	1	1
	<i>Machaerium paraguariense</i> Hassler	2	0
	<i>Machaerium stipitatum</i> (DC.) Vog.	3	5
	<i>Sweetia fruticosa</i> Spreng.	0	3
Flacourtiaceae	<i>Casearia decandra</i> Jacq.	1	0
	<i>Casearia gossypiosperma</i> Briq.	4	4
	<i>Casearia lasiophylla</i> Eichl.	0	1
Lauraceae	<i>Nectandra cuspidata</i> Nees	2	8
	<i>Nectandra megapotamica</i> (Spreng.) Mez	0	1
	<i>Ocotea corymbosa</i> (Meissn.) Mez	2	4
	<i>Ocotea diospyrifolia</i> (Meissn.) Mez	1	0
	<i>Ocotea indecora</i> Schott ex Meissn.	7	9
Lecythidaceae	<i>Cariniana estrellensis</i> Kuntze	6	1
Meliaceae	<i>Cedrela fissilis</i> Vell.	1	1
	<i>Trichilia catigua</i> A. Juss.	1	1
	<i>Trichilia pallida</i> A. Juss.	0	1
Mimosaceae	<i>Acacia polyphylla</i> DC.	17	9
	<i>Calliandra foliolosa</i> Benth.	1	0
	<i>Inga striata</i> Benth.	10	9
	<i>Parapiptadenia rigida</i> (Benth.) Brenan	8	1
Moraceae	<i>Ficus guaranitica</i> Chod.	4	3
	<i>Ficus insipida</i> Willd.	1	2
	<i>Machura tinctoria</i> D. Don ex Steud.	0	1

continua

DURIGAN, G.; SANTOS, J. D. dos; GANDARA, F. B. Fitossociologia de dois fragmentos de floresta estacional semidecidual no Pontal do Paranapanema, SP.

continuação - TABELA 1

FAMÍLIA	ESPÉCIE	NS	NE
Myrtaceae	<i>Campomanesia guazumaefolia</i> Blume	0	1
	<i>Campomanesia rhombea</i> Berg	12	6
	<i>Campomanesia xanthocarpa</i> Berg	0	3
	<i>Eugenia blastantha</i> (Berg) C.D. Legrand	0	1
	<i>Eugenia moraviana</i> Berg	2	5
	<i>Eugenia psidiiflora</i> Berg	4	16
	<i>Myrcia bella</i> Cambess.	0	2
	<i>Myrcia fallax</i> (Rich.) DC.	4	7
	<i>Myrciaria tenella</i> (DC.) Berg	1	1
	<i>Myrciaria trunciflora</i> Berg	10	4
	<i>Plinia rivularis</i> (Camb.) A. D. Rotman	61	69
Nyctaginaceae	<i>Pisonia ambigua</i> Heimerl	3	1
Ochnaceae	<i>Ouratea castaneaefolia</i> (DC.) Engl.	3	1
Opiliaceae	<i>Agonandra brasiliensis</i> Benth. & Hook. f.	0	1
Rhamnaceae	<i>Colubrina glandulosa</i> Perkins	1	1
Rubiaceae	<i>Coussarea hydrangeaefolia</i> Benth. & Hook. f.	3	2
	<i>Coutarea hexandra</i> (Jacq.) K. Schum.	1	0
	<i>Garcinia gardneriana</i> (Planch. & Triana) D.C. Zappi	21	8
	<i>Ixora venulosa</i> Benth.	1	0
Rutaceae	<i>Balfourodendron riedelianum</i> Engl.	11	9
	<i>Esenbeckia grandiflora</i> Mart.	2	0
	<i>Helietta apiculata</i> Asa Gray ex Benth.	9	14
	<i>Metrodorea nigra</i> A. -St. Hil.	7	6
	<i>Pilocarpus pauciflorus</i> A. -St. Hil.	0	2
	<i>Zanthoxylum riedelianum</i> Engl.	0	1
Sapindaceae	<i>Diatenopteryx sorbifolia</i> Radlk.	7	8
	<i>Matayba elaeagnoides</i> Radlk.	1	0
Sapotaceae	<i>Chrysophyllum gonocarpum</i> (Mart. & Eichl.) Engl.	23	6
	<i>Pouteria bullata</i> (S. Moore) Baehni	2	3
	<i>Pouteria gardnerii</i> (Mart. & Miq.) Baehni	0	1
	<i>Pouteria ramiflora</i> (Mart.) Radlk.	0	1
Tiliaceae	<i>Luehea candicans</i> Mart.	0	2
Verbenaceae	<i>Aegiphila sellowiana</i> Cham.	1	0

Os parâmetros fitossociológicos de densidade, frequência, dominância e índices de valor de importância e cobertura para os dois fragmentos encontram-se nas TABELAS 2 (Água Sumida) e 3 (Estrela).

As dez espécies mais importantes, em ordem decrescente de IVI, no fragmento Água Sumida, foram: *Plinia rivularis*, *Chrysophyllum gonocarpum*, *Croton floribundus*, *Garcinia gardneriana*, *Astronium gravelolens*, *Ficus guaranitica*, *Aspidosperma polyneuron*, *Duguetia lanceolata*, *Acacia polyphylla* e *Peltophorum dubium*.

No fragmento Estrela, as dez espécies mais importantes, em ordem decrescente de IVI, foram: *Plinia rivularis*, *Croton floribundus*, *Ficus insipida*, *Duguetia lanceolata*, *Astronium graveolens*, *Helietta apiculata*, *Eugenia psidiiflora*, *Cecropia pachystachya*, *Ocotea indecora* e *Nectandra cuspidata*.

Embora floristicamente os dois fragmentos sejam muito semelhantes, há grandes diferenças entre eles na ordem de importância das espécies. A exploração seletiva de madeiras nobres, sugerida pela baixa área basal na área de amostragem do fragmento Estrela, parece confirmar-se. A importância relativa de espécies de valor econômico e muito utilizadas em obras rurais, como *Tabebuia avellaneda* (ipê roxo) e *Aspidosperma polyneuron* (peroba rosa) é bem menor nessa área, possivelmente mais explorada, e *Peltophorum dubium* (canafistula) nem sequer foi amostrada.

No fragmento maior (Estrela), que foi queimado cerca de dez anos antes deste levantamento, encontraram-se 65 espécies arbóreas, com DAP a partir de 10 cm. Neste fragmento, obteve-se índice de diversidade de Shannon-Wiener (H') de 3,35 e equabilidade (J) de 80,3%. No fragmento menor (Água Sumida), queimado três anos antes do levantamento, estiveram presentes 62 espécies, resultando em H' igual a 3,51 e equabilidade de 85,0%. Um número ligeiramente menor de espécies, porém com os indivíduos melhor distribuídos (maior equabilidade) entre as espécies na Água Sumida, resultou em diversidade ligeiramente superior. A alta densidade de indivíduos de *Croton floribundus* no fragmento Estrela, possivelmente relacionada com o incêndio ocorrido há dez anos, pode ter contribuído significativamente para a redução da diversidade nesta área.

Os valores de diversidade obtidos para os dois fragmentos encontram-se entre os valores médios apresentados para outras áreas de floresta estacional semidecidual no Estado de São Paulo: Cavassan *et al.* (1984) obtiveram 3,50 em Bauru, Pagano *et al.* (1987) encontraram o mais alto valor, $H' = 4,29$, em Rio Claro, Martins (1991) obteve 3,63 em Santa Rita do Passa Quatro, Bernacci (1992) encontrou 3,53 em Campinas, Nicolini-Gabriel & Pagano (1993) obtiveram 4,06 em Jahu e Durigan *et al.* (2000), em Gália, encontraram o mais baixo índice, com $H' = 2,41$.

Comparando-se os índices de diversidade obtidos para os dois fragmentos estudados com os valores obtidos por Schlittler (1990), no Parque Estadual do Morro do Diabo, que possui 35.000 ha de floresta contínua, situado a pouco mais de 3 km de distância, verifica-se que a diversidade é ligeiramente inferior nos fragmentos. Esse autor encontrou, para a floresta do Parque como um todo, $H' = 4,02$ e, comparando diferentes ecótopos dentro do Parque, o menor valor ($H' = 3,66$) foi obtido na meia encosta, através do método de quadrantes e com o mesmo número de pontos deste estudo.

A espécie mais abundante, nos dois fragmentos estudados, foi *Plinia rivularis*. No Parque Estadual do Morro do Diabo (Schlittler, 1990), a espécie de maior IVI foi *Neomitranthes glomerata* (C.D. Legrand) C.D. Legrand. Ditt (2000), em levantamentos efetuados em doze fragmentos florestais do oeste paulista, encontrou *Eugenia repanda* Berg em onze deles, tendo sido a espécie que, segundo este autor (comunicação pessoal) foi amostrada com o maior número de indivíduos. Tudo indica, porém, tratar-se da mesma espécie, pois, nos três casos, a espécie mais comum é reconhecida regionalmente pelo nome popular de "piúna" e a identificação de Myrtaceae, não raramente, é controversa.

De modo geral, a flora arbórea dos dois fragmentos (Água Sumida e Estrela) é bastante semelhante à da floresta do Parque Estadual do Morro do Diabo. Comparando-se os resultados obtidos neste estudo com aqueles de Schlittler (1990), foram constatadas 50 espécies em comum (64% das espécies amostradas nos fragmentos), sendo que, das dez espécies mais importantes do Parque, oito estão presentes nos fragmentos. Comparando-se as espécies presentes nos fragmentos com aquelas listadas por Baitello *et al.* (1988), encontraram-se 44 espécies em comum (56% das espécies encontradas nos fragmentos).

DURIGAN, G.; SANTOS, J. D. dos; GANDARA, F. B. Fitossociologia de dois fragmentos de floresta estacional semidecidual no Pontal do Paranapanema, SP.

TABELA 2 - Parâmetros fitossociológicos das espécies arbóreas presentes no fragmento Água Sumida, Teodoro Sampaio, SP. DA = densidade absoluta (ind./ha); DR = densidade relativa (%); DoA = dominância absoluta (área basal, em m²/ha); DoR = dominância relativa (%); FA = frequência absoluta (%); FR = frequência relativa (%); IVI = índice de valor de importância; IVC = índice de valor de cobertura.

ESPÉCIE	DA	DR	DoA	DoR	FA	FR	IVC	IVI
<i>Plinia rivularis</i>	61,8	15,25	1,712	7,94	48	13,22	23,19	36,41
<i>Chrysophyllum gonocarpum</i>	22,3	5,50	1,214	5,63	22	6,06	11,13	17,19
<i>Croton floribundus</i>	27,3	6,75	0,452	2,10	26	7,16	8,85	16,01
<i>Garcinia gardneriana</i>	21,3	5,25	0,922	4,28	18	4,96	9,53	14,49
<i>Astronium graveolens</i>	21,3	5,25	0,563	2,61	18	4,96	7,86	12,82
<i>Ficus guaranitica</i>	4,1	1,00	2,288	10,61	4	1,10	11,61	12,71
<i>Aspidosperma polyneuron</i>	13,2	3,25	1,328	6,16	11	3,03	9,41	12,44
<i>Duguetia lanceolata</i>	16,2	4,00	0,640	2,97	16	4,41	6,97	11,37
<i>Acacia polyphylla</i>	17,2	4,25	0,474	2,20	15	4,13	6,45	10,58
<i>Peltophorum dubium</i>	13,2	3,25	0,723	3,36	11	3,03	6,61	9,64
<i>Campomanesia rhombea</i>	12,2	3,00	0,644	2,98	11	3,03	5,98	9,02
<i>Tabebuia avellaneda</i>	5,1	1,25	1,116	5,18	5	1,38	6,43	7,80
<i>Balfourodendron riedelianum</i>	11,1	2,75	0,378	1,75	10	2,75	4,50	7,26
<i>Inga striata</i>	10,1	2,50	0,355	1,65	10	2,75	4,15	6,90
<i>Ocotea indecora</i>	7,1	1,75	0,983	4,56	1	0,28	6,31	6,58
<i>Myrciaria trunciflora</i>	10,1	2,50	0,295	1,37	8	2,20	3,87	6,07
<i>Diatenopteryx sorbifolia</i>	7,1	1,75	0,465	2,16	7	1,93	3,91	5,84
<i>Helietta apiculata</i>	9,1	2,25	0,272	1,26	8	2,20	3,51	5,71
<i>Ficus insipida</i>	1,0	0,25	1,091	5,06	1	0,28	7,31	5,59
<i>Jacaratia spinosa</i>	5,1	1,25	0,619	2,87	5	1,38	4,12	5,50
<i>Holocalyx balansae</i>	5,1	1,25	0,603	2,80	5	1,38	4,05	5,43
<i>Protium heptaphyllum</i>	7,1	1,75	0,354	1,64	6	1,65	3,39	5,05
<i>Parapiptadenia rigida</i>	8,1	2,00	0,401	1,86	3	0,83	3,86	4,68
<i>Metrodorea nigra</i>	7,1	1,75	0,108	0,50	7	1,93	2,25	4,18
<i>Cariniana estrellensis</i>	6,1	1,50	0,183	0,85	6	1,65	2,35	4,00
<i>Apuleia leiocarpa</i>	3,0	0,75	0,403	1,87	3	0,83	2,62	3,44
<i>Schefflera morototoni</i>	5,1	1,25	0,086	0,40	5	1,38	1,65	3,03
<i>Annona cacans</i>	4,1	1,00	0,191	0,89	4	1,10	1,89	2,99
<i>Syagrus romanzoffiana</i>	4,1	1,00	0,184	0,85	4	1,10	1,85	2,95
<i>Hymenaea courbaril</i>	2,0	0,50	0,377	1,75	2	0,55	2,25	2,80

continua

continuação - TABELA 2

ESPÉCIE	DA	DR	DoA	DoR	FA	FR	IVC	IVI
<i>Eugenia psidiiflora</i>	4,1	1,00	0,131	0,61	4	1,10	1,61	2,71
<i>Casearia gossypiosperma</i>	4,1	1,00	0,104	0,48	4	1,10	1,48	2,59
<i>Pouteria bullata</i>	2,0	0,50	0,313	1,45	2	0,55	1,95	2,50
<i>Myrcia fallax</i>	4,1	1,00	0,073	0,34	4	1,10	1,34	2,44
<i>Cordia trichotoma</i>	3,0	0,75	0,186	0,86	3	0,83	1,61	2,44
<i>Ocotea diospyrifolia</i>	1,0	0,25	0,020	0,09	7	1,93	0,34	2,27
<i>Pisonia ambigua</i>	3,0	0,75	0,094	0,43	3	0,83	1,18	2,01
<i>Ouratea castaneaefolia</i>	3,0	0,75	0,074	0,34	3	0,83	1,09	1,92
<i>Machaerium stipitatum</i>	3,0	0,75	0,052	0,24	3	0,83	0,99	1,82
<i>Copaifera langsdorffii</i>	1,0	0,25	0,277	1,28	1	0,28	1,53	1,81
<i>Coussarea hydrangeaefolia</i>	3,0	0,75	0,039	0,18	3	0,83	0,93	1,76
<i>Ocotea corymbosa</i>	2,0	0,50	0,108	0,50	2	0,55	1,00	1,55
<i>Eugenia moraviana</i>	2,0	0,50	0,078	0,36	2	0,55	0,86	1,41
<i>Machaerium paraguariense</i>	2,0	0,50	0,052	0,24	2	0,55	0,74	1,29
<i>Nectandra cuspidata</i>	2,0	0,50	0,036	0,17	2	0,55	0,67	1,22
<i>Esenbeckia grandiflora</i>	2,0	0,50	0,022	0,10	2	0,55	0,60	1,15
<i>Coutarea hexandra</i>	1,0	0,25	0,107	0,50	1	0,28	0,75	1,02
<i>Tabebuia umbellata</i>	1,0	0,25	0,087	0,40	1	0,28	0,65	0,93
<i>Sebastiania brasiliensis</i>	1,0	0,25	0,050	0,23	1	0,28	0,48	0,76
<i>Ixora venulosa</i>	1,0	0,25	0,048	0,22	1	0,28	0,47	0,75
<i>Cecropia pachystachya</i>	1,0	0,25	0,028	0,13	1	0,28	0,38	0,66
<i>Tabernaemontana hystrix</i>	1,0	0,25	0,023	0,11	1	0,28	0,36	0,63
<i>Casearia decandra</i>	1,0	0,25	0,020	0,09	1	0,28	0,34	0,62
<i>Colubrina glandulosa</i>	1,0	0,25	0,019	0,09	1	0,28	0,34	0,61
<i>Myrciaria tenella</i>	1,0	0,25	0,017	0,08	1	0,28	0,33	0,60
<i>Cedrela fissilis</i>	1,0	0,25	0,013	0,06	1	0,28	0,31	0,59
<i>Matayba elaeagnoides</i>	1,0	0,25	0,013	0,06	1	0,28	0,31	0,59
<i>Trichillia catigua</i>	1,0	0,25	0,013	0,06	1	0,28	0,31	0,59
<i>Machaerium brasiliense</i>	1,0	0,25	0,011	0,05	1	0,28	0,30	0,58
<i>Calliandra foliolosa</i>	1,0	0,25	0,010	0,04	1	0,28	0,29	0,57
<i>Aegiphila sellowiana</i>	1,0	0,25	0,008	0,04	1	0,28	0,29	0,56
<i>Zeyheria tuberculosa</i>	1,0	0,25	0,008	0,04	1	0,28	0,29	0,56
TOTAL	405,0		21,560					

DURIGAN, G.; SANTOS, J. D. dos; GANDARA, F. B. Fitossociologia de dois fragmentos de floresta estacional semidecidual no Pontal do Paranapanema, SP.

TABELA 3 - Parâmetros fitossociológicos das espécies arbóreas presentes no fragmento Estrela, Teodoro Sampaio, SP. DA = densidade absoluta (ind./ha); DR = densidade relativa (%); DoA = dominância absoluta (área basal, em m²/ha); DoR = dominância relativa (%); FA = frequência absoluta (%); FR = frequência relativa (%); IVI = índice de valor de importância; IVC = índice de valor de cobertura.

ESPÉCIE	DA	DR	DoA	DoR	FA	FR	IVI	IVC
<i>Plinia rivularis</i>	69,9	17,25	1,620	11,74	51	15,13	44,12	28,99
<i>Croton floribundus</i>	66,8	16,50	1,228	8,90	39	11,57	36,97	25,40
<i>Ficus insipida</i>	2,0	0,50	2,321	16,83	2	0,59	17,92	17,33
<i>Duguetia lanceolata</i>	16,2	4,00	0,833	6,04	14	4,15	14,19	10,04
<i>Astronium graveolens</i>	19,2	4,75	0,493	3,57	18	5,34	13,66	8,32
<i>Helietta apiculata</i>	14,2	3,50	0,515	3,73	13	3,86	11,09	7,23
<i>Eugenia psidiiflora</i>	16,2	4,00	0,297	2,16	13	4,15	10,31	6,16
<i>Cecropia pachystachya</i>	12,2	3,00	0,158	1,14	10	2,97	7,11	4,14
<i>Ocotea indecora</i>	9,1	2,25	0,296	2,14	8	2,37	6,76	4,39
<i>Nectandra cuspidata</i>	8,1	2,00	0,320	2,32	8	2,37	6,69	4,32
<i>Hymenaea courbaril</i>	7,1	1,75	0,342	2,48	7	2,08	6,31	4,23
<i>Diatenopteryx sorbifolia</i>	8,1	2,00	0,265	1,92	8	2,37	6,29	3,92
<i>Balfourodendron riedelianum</i>	9,1	2,25	0,179	1,29	9	2,67	6,21	3,54
<i>Acacia polyphylla</i>	9,1	2,25	0,301	2,18	5	1,48	5,91	4,43
<i>Ficus guaranitica</i>	3,0	0,75	0,555	4,02	3	0,89	5,66	4,77
<i>Inga striata</i>	9,1	2,25	0,194	1,40	6	1,78	5,43	3,65
<i>Jacaratia spinosa</i>	7,1	1,75	0,208	1,51	7	2,08	5,34	3,26
<i>Garcinia gardneriana</i>	8,1	2,00	0,128	0,93	7	2,08	5,01	2,93
<i>Myrcia fallax</i>	7,1	1,75	0,139	1,01	7	2,08	4,84	2,76
<i>Chrysophyllum gonocarpum</i>	6,1	1,50	0,177	1,28	6	1,78	4,56	2,78
<i>Tabebuia avellaneda</i>	2,0	0,50	0,421	3,05	2	0,59	4,14	3,55
<i>Copaifera langsdorffii</i>	3,0	0,75	0,318	2,30	3	0,89	3,94	3,05
<i>Campomanesia rhombea</i>	6,1	1,50	0,071	0,52	6	1,78	3,80	2,02
<i>Metrodorea nigra</i>	6,1	1,50	0,060	0,44	6	1,78	3,72	1,94
<i>Machaerium stipitatum</i>	5,1	1,25	0,127	0,92	5	1,48	3,65	2,17
<i>Aspidosperma polyneuron</i>	3,0	0,75	0,264	1,91	3	0,89	3,55	2,66
<i>Eugenia moraviana</i>	5,1	1,25	0,094	0,68	5	1,48	3,41	1,93
<i>Casearia gossypiosperma</i>	4,1	1,00	0,166	1,20	4	1,19	3,39	2,20
<i>Ocotea corymbosa</i>	4,1	1,00	0,165	1,20	4	1,19	3,39	2,20
<i>Myrciaria trunciflora</i>	4,1	1,00	0,151	1,09	3	1,19	3,28	2,09
<i>Pouteria bullata</i>	3,0	0,75	0,134	0,97	3	0,89	2,61	1,72
<i>Holocalyx balansae</i>	4,1	1,00	0,091	0,66	4	0,89	2,55	1,66

continua

continuação - TABELA 3

ESPÉCIE	DA	DR	DoA	DoR	FA	FR	IVI	IVC
<i>Schefflera morototoni</i>	3,0	0,75	0,119	0,87	3	0,89	2,51	1,62
<i>Sweetia fruticosa</i>	3,0	0,75	0,091	0,66	3	0,89	2,30	1,41
<i>Campomanesia xanthocarpa</i>	3,0	0,75	0,064	0,47	3	0,89	2,11	1,22
<i>Apuleia leiocarpa</i>	3,0	0,75	0,055	0,40	3	0,89	2,04	1,15
<i>Luehea candicans</i>	2,0	0,50	0,100	0,73	2	0,59	1,82	1,23
<i>Zeyheria tuberculosa</i>	2,0	0,50	0,049	0,36	2	0,59	1,45	0,86
<i>Coussarea hydrangeaeifolia</i>	2,0	0,50	0,037	0,27	2	0,59	1,36	0,77
<i>Pilocarpus pauciflorus</i>	2,0	0,50	0,027	0,20	2	0,59	1,29	0,70
<i>Cordia ecalyculata</i>	2,0	0,50	0,020	0,15	2	0,59	1,24	0,65
<i>Myrcia bella</i>	2,0	0,50	0,018	0,13	2	0,59	1,22	0,63
<i>Machaerium brasiliense</i>	1,0	0,25	0,092	0,67	1	0,3	1,22	0,92
<i>Cedrela fissilis</i>	1,0	0,25	0,076	0,55	1	0,3	1,10	0,80
<i>Zanthoxylum riedelianum</i>	1,0	0,25	0,048	0,35	1	0,3	0,90	0,60
<i>Parapiptadenia rigida</i>	1,0	0,25	0,042	0,31	1	0,3	0,86	0,56
<i>Ouratea castaneaefolia</i>	1,0	0,25	0,037	0,27	1	0,3	0,82	0,52
<i>Pisonia ambigua</i>	1,0	0,25	0,026	0,19	1	0,3	0,74	0,44
<i>Casearia lasiophylla</i>	1,0	0,25	0,026	0,19	1	0,3	0,74	0,44
<i>Eugenia blastantha</i>	1,0	0,25	0,026	0,19	1	0,3	0,74	0,44
<i>Pouteria ramiflora</i>	1,0	0,25	0,026	0,19	1	0,3	0,74	0,44
<i>Sebastiania brasiliensis</i>	1,0	0,25	0,022	0,16	1	0,3	0,71	0,41
<i>Pouteria gardnerii</i>	1,0	0,25	0,020	0,15	1	0,3	0,70	0,40
<i>Myrciaria tenela</i>	1,0	0,25	0,018	0,13	1	0,3	0,68	0,38
<i>Cariniana estrellensis</i>	1,0	0,25	0,017	0,12	1	0,3	0,67	0,37
<i>Agonandra brasiliensis</i>	1,0	0,25	0,016	0,11	1	0,3	0,66	0,36
<i>Colubrina glandulosa</i>	1,0	0,25	0,016	0,11	1	0,3	0,66	0,36
<i>Protium heptaphyllum</i>	1,0	0,25	0,012	0,09	1	0,3	0,64	0,34
<i>Syagrus romanzoffiana</i>	1,0	0,25	0,012	0,08	1	0,3	0,63	0,33
<i>Tabernaemontana hystrix</i>	1,0	0,25	0,012	0,08	1	0,3	0,63	0,33
<i>Nectandra megapotamica</i>	1,0	0,25	0,010	0,07	1	0,3	0,62	0,32
<i>Maclura tinctoria</i>	1,0	0,25	0,009	0,06	1	0,3	0,61	0,31
<i>Campomanesia guazumaefolia</i>	1,0	0,25	0,008	0,06	1	0,3	0,61	0,31
<i>Trichilia catigua</i>	1,0	0,25	0,008	0,06	1	0,3	0,61	0,31
<i>Trichilia pallida</i>	1,0	0,25	0,008	0,06	1	0,3	0,61	0,31
TOTAL	405,00		13,795					

DURIGAN, G.; SANTOS, J. D. dos; GANDARA, F. B. Fitossociologia de dois fragmentos de floresta estacional semidecidual no Pontal do Paranapanema, SP.

A riqueza e a diversidade florística ligeiramente inferiores nos fragmentos em relação ao Parque podem ser decorrência das perturbações (fogo e exploração seletiva) e isolamento ou, simplesmente, da diferença no limite diamétrico mínimo amostrado (10 cm), que certamente excluiu do levantamento espécies arbóreas do sub-bosque amostradas por Schlittler (1990), que adotou DAP mínimo de 5 cm.

A alta similaridade florística, dos níveis de diversidade e densidade do estrato arbóreo entre os fragmentos estudados e a extensa floresta do Parque Estadual do Morro do Diabo demonstram que, apesar das evidências de perturbações recentes (incêndios, corte seletivo e proliferação de lianas), a floresta fragmentada ainda preserva boa parte das características da vegetação original, ao menos para árvores a partir de 10 cm de DAP.

A fragmentação das florestas do Pontal é relativamente recente, tendo ocorrido durante a segunda metade do século XX. Portanto, muitas das árvores que hoje formam o dossel dessas florestas estabeleceram-se, certamente, antes da fragmentação. A longo prazo, porém, desconhece-se a capacidade dessas florestas para sobreviver aos impactos decorrentes da fragmentação. Espécies com populações pequenas nestes fragmentos, especialmente as que sofrem pressão de corte seletivo, podem ter seriamente ameaçada a sua conservação. É o caso, por exemplo, de *Maclura tinctoria*, *Colubrina glandulosa*, *Cedrela fissilis*, *Sweetia fruticosa* e *Hymenaea courbaril*, entre outras. Há espécies comuns em florestas da região, mas muito exploradas, como a cabreúva (*Myroxylon peruiferum* L.), das quais nenhum adulto sequer foi amostrado, embora tenham sido encontrados jovens ao longo dos transectos. Para essas espécies, a manutenção da estrutura e da diversidade genética das populações nos fragmentos já pode estar seriamente comprometida.

4 AGRADECIMENTOS

Ao Ministério do Meio Ambiente, que, através do Programa Nacional da Diversidade Biológica - PRONABIO, proporcionou os recursos necessários à execução desta pesquisa. Aos botânicos Geraldo A. D. C. Franco, Marcos Sobral e Osny T. de Aguiar, pela ajuda na identificação do material botânico. Ao Dr. James A. Ratter, pela cuidadosa revisão do manuscrito. Aos estudantes e funcionários que auxiliaram nos trabalhos de campo.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BAITELLO, J. B. *et al.* A vegetação arbórea do Parque Estadual do Morro do Diabo, município de Teodoro Sampaio, Estado de São Paulo. *Acta Botânica Brasilica*, São Paulo, v. 1, n. 2, p. 221-230, 1988. (Suplemento).

BERNACCI, L. C. **Estudo florístico e fitossociológico de uma floresta no município de Campinas, com ênfase nos componentes herbáceo e arbustivo.** 1992. Dissertação (Mestrado em Biologia Vegetal) - Instituto de Biologia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas.

CATANA Jr., A. J. The wandering quarter method of estimating population density. *Ecology*, New York, v. 44, n. 2, p. 349-360, 1963.

CAVASSAN, O.; CESAR, O.; MARTINS, F. R. Fitossociologia da vegetação arbórea da Reserva Estadual de Bauru, Estado de São Paulo. *Revista Brasileira de Botânica*, São Paulo, v. 7, p. 91-106, 1984.

COTTAM, G.; CURTIS, J. T. The use of distance measures in phytosociological sampling. *Ecology*, New York, v. 37, p. 451-460, 1956.

_____.; _____.; HALE, B. H. Some sampling characteristics of a population of randomly dispersed individuals. *Ecology*, New York, v. 34, n. 4, p. 741-757, 1953.

CULLEN Jr., L. Pontal do Paranapanema: reforma agrária com conservação. *Ciência Hoje*, Rio de Janeiro, v. 28, n. 164, p. 68-71, 2000.

DEAN, W. **A ferro e fogo: a história da devastação da mata atlântica brasileira.** São Paulo: Companhia das Letras, 1997. 484 p.

DITT, E. H. **Diagnóstico da conservação e das ameaças a fragmentos florestais no Pontal do Paranapanema.** 2000. Dissertação (Mestrado) - Programa de Pós-Graduação em Ciência Ambiental - PROCAM, Universidade de São Paulo, São Paulo.

DURIGAN, G. *et al.* Estrutura e diversidade do componente arbóreo da floresta na Estação Ecológica dos Caetetus, Gália, SP. *Revista Brasileira de Botânica*, São Paulo, v. 23, n. 4, p. 369-381, 2000.

- DURIGAN, G.; SANTOS, J. D. dos; GANDARA, F. B. Fitossociologia de dois fragmentos de Floresta Estacional Semidecidual no Pontal do Paranapanema, SP.
- ENGEMAN, R. M.; SUGIHARA, R. T.; PANK, L. F. A comparison of plotless density estimators using Monte Carlo simulation. *Ecology*, New York, v. 75, n. 6, p. 1769-1779, 1994.
- GIBBS, P. E.; LEITÃO FILHO, H. de F.; ABBOTT, R. J. Application of the point-centred quarter method in a floristic survey of an area of gallery forest at Moji-Guaçu, SP, Brazil. *Revista Brasileira de Botânica*, São Paulo, v. 3, n. 1/2, p. 17-22, 1980.
- GORENSTEIN, M. R.; BATISTA, J. L. F.; DURIGAN, G. Padrão espacial da floresta e amostragem por quadrantes: um estudo através de simulação de Monte Carlo. *Acta Botanica Brasilica*, São Paulo. (No prelo).
- JOLY, C. A. *et al.* Evolution of the Brazilian phytogeography classification systems: implications for biodiversity conservation. *Ciência e Cultura*, São Paulo, v. 51, n. 5/6, p. 331-348, 1999.
- LUDWIG, J. A.; REYNOLDS, J. F. *Statistical ecology: a primer on methods and computing*. New York: John Wiley & Sons, 1988.
- MARTINS, F. R. *Estrutura de uma floresta mesófila*. Campinas: Ed. UNICAMP, 1991. 246 p.
- _____. *O método de quadrantes e a fitossociologia de uma floresta residual do interior do Estado de São Paulo*: Parque Estadual de Vassununga. 1979. 547 f. Tese (Doutorado) - Departamento de Botânica, Universidade de São Paulo, São Paulo.
- MÜLLER-DOMBOIS, D.; ELLENBERG, H. *Aims and methods in vegetation ecology*. New York: John Wiley & Sons, 1974. 547 p.
- MYERS, N. *et al.* Biodiversity hotspots for conservation priorities. *Nature*, London, v. 403, p. 853-858, 2000.
- NICOLINI-GABRIEL, E. M.; PAGANO, S. N. Estrutura fitossociológica do estrato arbóreo de floresta mesófila semidecídua no município de Jahu, SP. *Arquivos de Biologia e Tecnologia*, Curitiba, v. 36, p. 165-184, 1993.
- PAGANO, S. N.; LEITÃO FILHO, H. F.; SHEPHERD, G. J. Estudo fitossociológico em mata mesófila semidecídua no município de Rio Claro (Estado de São Paulo). *Revista Brasileira de Botânica*, São Paulo, v. 10, p. 49-61, 1987.
- PIELOU, E. C. The measurement of diversity in different types of biological collections. *Journal of Theoretical Biology*, London, v. 13, p. 131-144, 1966.
- RATTER, J. A. Transitions between cerrado and forest vegetation in Brazil. In: FURLEY, P. A.; PROCTOR, J.; RATTER, J. A. (Ed.). *Nature and dynamics of forest - savanna boundaries*. London: Chapman & Hall, 1992. p. 417-430.
- SCHLITTLER, F. H. M. *Fitossociologia e ciclagem de nutrientes na floresta tropical do Parque Estadual do Morro do Diabo (Região do Pontal do Paranapanema, Estado de São Paulo)*. 1990. 279 f. Tese (Doutorado) - Instituto de Biociências, Universidade Estadual Paulista, Rio Claro.
- SOUTHWOOD, T. R. E. *Ecological methods*. London: Chapman & Hall, 1978.
- VELOSO, H. P.; RANGEL FILHO, A. L. R.; LIMA, J. C. A. *Classificação da vegetação brasileira adaptada a um sistema universal*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, Departamento de Recursos Naturais e Estudos Ambientais, 1991. 124 p.

AMOSTRAGEM PARA ESTIMATIVA DE FREQUÊNCIAS ALÉLICAS E ÍNDICES DE DIVERSIDADE GENÉTICA EM ESPÉCIES ARBÓREAS*

Alexandre Magno SEBBENN**

RESUMO

O objetivo deste trabalho foi determinar o tamanho amostral adequado para a estimativa de frequências alélicas e índices de diversidade genética dentro de populações em espécies arbóreas, quando dados de marcadores genéticos codominantes são avaliados. Foram consideradas as situações em que o objetivo é a estimativa das frequências alélicas e índices de diversidade em uma ou várias populações de árvores adultas e progênies. Os tamanhos amostrais foram determinados com base em variâncias de frequências gênicas, incorporando informações do sistema de reprodução, como taxa de autofecundação. O tamanho amostral ideal para a avaliação de árvores adultas em uma ou várias populações encontra-se entre o número de 60 a 100 árvores. Para amostrar progênies em uma população de uma espécie alógama é necessário avaliar pelo menos 10 sementes/progênie coletadas de 30 árvores matrizes. Caso a espécie se reproduza por autogamia, esse tamanho amostral deve ser de 50 progênies e 10 plantas/progênie. Finalmente, se o objetivo for avaliar progênies em várias populações será necessário amostrar pelo menos 10 sementes/progênie, coletadas em 30 a 10 árvores por população.

Palavras-chave: amostragem; frequências alélicas; índices de diversidade genética; alelos raros; conservação genética; deriva genética.

1 INTRODUÇÃO

A diversidade genética em espécies arbóreas concentra-se principalmente dentro das populações (Hamrick *et al.*, 1979; Hamrick & Godt, 1989). Assim, caracterizar os níveis da diversidade genética dentro das populações é de importância primária em qualquer estudo evolutivo e trabalhos de conservação, melhoramento e manejo florestal. Esses níveis são caracterizados pelos índices de diversidade genética dentro de populações como: heterozigosidade observada,

ABSTRACT

The aim of this work was to determine the ideal sample size for the estimation of allele frequencies and genetic diversity indexes in forest species, when data of codominant genetic markers are appraised. For so much, it was determined the sample size when objective to evaluate individuals in a simple population, individuals in several populations, populations of a species, families and progenies/families in a simple population and families and progenies/families in several populations. The sample size was estimated based on variances of gene frequencies, incorporating information of the mating system of species, as self-fertilization rate. The ideal sample size to evaluate adults individuals in one or several populations was determined to be among 60 to 100 individuals. In a population structured in families, when alogamus or mixed mating system, predominantly alogamus, species are used, the sampling of 30 families and 10 progenies/family are enough. To autogamus species, the sample size should be of 50 families and 10 progenies/families. Finally, to evaluate many populations structured in families it is necessary to adopt the sample of 30 to 10 families/population and 10 progenies/family.

Key words: sampling; allele frequencies; indexes of genetic diversity; rare alleles; genetic conservation; genetic drift.

heterozigosidade esperada em Equilíbrio de Hardy-Weinberg, índice de fixação, porcentagem de locos polimórficos, número efetivo de alelos por loco e número de alelos por locos, estimados a partir de marcadores genéticos codominantes. Com exceção da heterozigosidade observada, os demais índices são dependentes da estimativa das frequências alélicas, portanto, é fundamental estimar estas frequências com precisão. Estes índices também permitem comparar os níveis de diversidade genética entre populações de uma espécie e entre diferentes espécies (Hamrick & Godt, 1989; Hamrick *et al.*, 1992).

(*) Aceito para publicação em janeiro de 2002.

(**) Instituto Florestal, Caixa Postal 1322, 01059-970, São Paulo, SP, Brasil.

Quando indivíduos de uma população ou diferentes espécies são comparados em termos genéticos, podem existir duas fontes de variação, a variância interlocos e a variância intralocos. A variância interlocos é causada pela amostragem de um número limitado de locos nos indivíduos. Aumentando-se o número de locos avaliados, reduz-se a variância interlocos (Nei, 1977). A grande maioria dos trabalhos realizados com espécies arbóreas, baseados em dados de marcadores genéticos, tem revelado de 10 a 30 locos (Berg & Hamrick, 1997). Estudos apontam que amostras de 20 locos já proporcionam estimativas confiáveis dos índices de diversidade e medidas de estrutura de populações, sendo poucas as alterações observadas nos parâmetros a partir deste número (Ayala & Kinger, 1984). Por outro lado, a variância intralocos é causada pela amostragem limitada de indivíduos em uma população, e é o objeto deste estudo. Aumentando-se o número de indivíduos amostrados, reduz-se a variância intralocos (Nei, 1977). El-Kassaby & Sziklai (1983) determinaram que amostras entre 42 a 60 árvores por população seriam suficientes para a obtenção de estimativas confiáveis das frequências alélicas. No entanto, os autores não consideraram o efeito do tamanho amostral na precisão das estimativas dos índices de diversidade e as possíveis variações na taxa de cruzamento, sendo assumida alogamia total para as espécies. Nas espécies arbóreas, desvios de cruzamentos aleatórios são comuns, portanto, é necessário considerar variações na taxa de cruzamento na determinação do tamanho amostral adequado para estimar frequências alélicas e índices de diversidade.

Este trabalho tem por objetivo determinar tamanhos amostrais adequados para estimativas de frequências alélicas e índices de diversidade. Para isso, estudou-se o efeito do tamanho amostral e das variações no sistema de reprodução no erro das respectivas estimativas. Foram consideradas as seguintes situações de amostragem: a) amostragem de árvores adultas, jovens, plântulas ou do banco de sementes em uma ou várias populações, e b) amostragem de progênies e plantas/progênie em uma ou várias populações.

2 MATERIAL E MÉTODOS

Para estimar frequências alélicas e índices de diversidade em uma simples população, é necessário definir o tamanho amostral em função do erro requerido. O erro na estimativa da frequência de um alelo é máximo quando $p = 0,5$ (El-Kassaby & Sziklai, 1983), portanto, esta frequência foi utilizada como referência para determinar o tamanho amostral. Os erros foram estimados em forma de intervalos de confiança, considerando as variações no sistema de reprodução das espécies. Foram abordadas duas situações de amostragem: primeiro, quando se pretende amostrar árvores adultas, jovens, plântulas ou do banco de sementes em uma população (amostragem individual) e, segundo, quando se pretende amostrar progênies em uma população (amostragem de progênies).

2.1 Amostragem de Indivíduos em uma População

Em uma população de indivíduos diplóides, em Equilíbrio de Endogamia de Wright (EEW), a variância na estimativa da frequência de um alelo p_i ($\hat{\sigma}_{(p_i)}^2$) pode ser obtida segundo Weir (1996) por:

$$\hat{\sigma}_{(p_i)}^2 = \frac{p_i(1-p_i)(1+\hat{f})}{2n} \quad (1)$$

em que, \hat{f} representa o coeficiente de endogamia da população, estimado em EEW pela taxa de autofecundação (\hat{s}) por $\hat{f} = \hat{s} / (2 - \hat{s})$ (2) e, n é o número de indivíduos amostrados na população. Se o coeficiente de endogamia for zero (população em Equilíbrio de Hardy-Weinberg-EHW), a expressão 1 reduz-se a $\hat{\sigma}_{(p_i)}^2 = p_i(1-p_i)/2n$ (3) (Weir, 1996).

O intervalo de confiança do erro da estimativa de p_i ($IC_{(p_i)}$) para as equações 1 e 3

$$\text{pode ser obtido por } IC_{(p_i)} = p_i \pm t \sqrt{\hat{\sigma}_{(p_i)}^2} \quad (4)$$

(El-Kassaby & Sziklai, 1983), sendo $t = t$ tabelado de Student para uma probabilidade prefixada.

Para avaliar a eficiência da amostragem determinada pela expressão 1, na estimativa das freqüências alélicas e índices de diversidade genética como heterozigosidade observada (\hat{H}_o), heterozigosidade esperada segundo o EHW (\hat{H}_e) e índice de fixação (\hat{f}),

criou-se uma população hipotética infinita, em EHW, constituída por 2.000 (N) indivíduos diplóides, onde três locos foram avaliados: Loco 1 com dois alelos (p e q); Loco 2 com três alelos (p, q e r), e Loco 3 com quatro alelos (p, q, r e s). As freqüências genotípicas para estes locos foram obtidas pelos modelos de EHW apresentados na TABELA 1.

TABELA 1 - Modelo de Equilíbrio de Hardy-Weinberg para locos com 2 alelos (Loco 1), 3 alelos (Loco 2) e 4 alelos (Loco 3).

Classes	Loco 1	Loco 2	Loco 3
A ₁ A ₁	p ² N	p ² N	p ²
A ₁ A ₂	2pqN	2pqN	2pqN
A ₁ A ₃	----	2prN	2prN
A ₁ A ₄	----	----	2psN
A ₂ A ₂	q ² N	q ² N	q ² N
A ₂ A ₃	----	2qrN	2qrN
A ₂ A ₄	----	----	2qsN
A ₃ A ₃	----	r ² N	r ² N
A ₃ A ₄	----	----	2rsN
A ₄ A ₄	----	----	s ² N

Dessa população hipotética foram retiradas aleatoriamente 100 amostras de 10, 30, 60, 100, 150 e 200 indivíduos, com reposição, e estimadas as freqüências alélicas, e os índices \hat{H}_o , \hat{H}_e e \hat{f} . Foram obtidas, em seguida, a média e o erro padrão das 100 estimativas. Os índices de diversidade foram estimados de acordo com Berg & Hamrick (1997) da seguinte forma: as freqüências alélicas foram obtidas por $\hat{p}_{ij} = n_{ij} / n_{.j}$ (5), em que: \hat{p}_{ij} é a freqüência do alelo i , no loco j ; n_{ij} é o número de ocorrência do alelo i , no loco j ; $n_{.j}$ é o número total de alelos amostrados, no loco; a heterozigosidade observada (\hat{H}_o) foi estimada por: $\hat{H}_o = 1 - \sum P_{ii}$ (6), em que: P_{ii} é a freqüência dos genótipos homozigotos, e a heterozigosidade esperada em EHW foi estimada por: $\hat{H}_e = 1 - \sum \hat{p}_{ij}^2$ (7) (Nei, 1977) e o índice de fixação não viesado foi estimado de acordo com Weir (1996):

$$\hat{f} = \frac{(\hat{H}_e - \hat{H}_o) + \frac{1}{2n} \hat{H}_o}{\hat{H}_e - \frac{1}{2n} \hat{H}_o}$$

(8)

em que, n é o número de indivíduos amostrados por população.

2.2 Amostragem de Progênies

A estimativa da variância amostral das freqüências gênicas ($\hat{\sigma}_{(p_i)}^2$) em uma população estruturada em progênies foi obtida com base em Brown & Weir (1983) pela expressão:

$$\hat{\sigma}_{(p_i)}^2 = \left[1 + \frac{(k-1)(1+\hat{s})^2}{4} \right] \left[\frac{p_i(1-p_i)}{n(2-\hat{s})} \right]$$

(9)

em que, k é o número de plantas por progênie; \hat{s} é a taxa de autofecundação; p_i é a freqüência do alelo i na população, e n é o tamanho amostral total (para amostragem do mesmo número de plantas por progênie, $n = m \times k$, sendo m o número de progênies amostradas). O intervalo de confiança do erro da estimativa de p_i para populações estruturadas em progênies também foi calculado pela expressão 4.

3 RESULTADOS E DISCUSSÕES

3.1 Amostragem de Indivíduos em uma População

Os intervalos de confiança do erro da freqüência alélica de $p_i = 0,5$ a 95% de probabilidade

($\alpha = 0,05$) são dados para diferentes tamanhos amostrais (\hat{n}) na TABELA 2. Para estas estimativas, admitiu-se ausência de parentesco ($\hat{\theta} = 0$), indivíduos diplóides e população infinita em EEW.

TABELA 2 - Intervalo de confiança ($p_i \pm IC$) a 95% de probabilidade para diferentes tamanhos de amostras (\hat{n}), em função da taxa de autofecundação (s), em populações em equilíbrio de endogamia.

<i>s</i>	\hat{f}	Tamanho amostral (\hat{n})							
		10	20	30	50	60	100	150	200
0,000	0,000	0,253	0,165	0,132	0,101	0,091	0,071	0,057	0,049
0,050	0,026	0,256	0,168	0,133	0,102	0,092	0,072	0,057	0,050
0,100	0,053	0,259	0,170	0,135	0,103	0,094	0,073	0,058	0,050
0,200	0,111	0,267	0,174	0,139	0,106	0,096	0,075	0,060	0,052
0,300	0,176	0,274	0,179	0,143	0,109	0,099	0,077	0,061	0,053
0,500	0,333	0,292	0,191	0,152	0,116	0,105	0,082	0,065	0,057
1,000	1,000	0,358	0,234	0,186	0,142	0,129	0,100	0,080	0,069

Onde: \hat{f} = coeficiente de endogamia em equilíbrio de endogamia.

Os resultados mostraram que quanto maior o tamanho amostral e menor a taxa de autofecundação, menor é o erro associado à estimativa de \hat{p}_i , sendo o inverso também verdadeiro. Assumiu-se estimativas das freqüências alélicas dentro do intervalo de 15% de $\hat{p}_i = 0,5$ (0,075: IC = 0,425 a 0,575) como boas e 20% (0,100: IC = 0,400 a 0,500) como razoáveis. Assim, verifica-se que para se obter estimativas de \hat{p}_i dentro do intervalo estabelecido como bom, até uma taxa de 20% de autofecundação a amostragem de 100 indivíduos garante com 95% de probabilidade que a verdadeira freqüência alélica da população estará entre o intervalo de 0,425 a 0,574. Para o intervalo considerado como razoável, a amostragem de 60 árvores garante com 95% de probabilidade, até uma taxa de 30% de autofecundação, que a freqüência de p_i estará entre 0,401 a 0,599. Tais resultados revelam que para se obter estimativas razoáveis de freqüências alélicas é necessária a adoção de grandes tamanhos amostrais. Em estudos de populações naturais de espécies arbóreas por marcadores genéticos codominantes têm-se utilizado o tamanho amostral de 30 árvores/população.

Porém, de acordo com os resultados da TABELA 1, a amostragem de 30 plantas gera estimativas com baixa precisão, sendo o intervalo obtido para p_i , a 95% de probabilidade e admitindo-se espécies arbóreas alógamas, de 0,368 a 0,632. El-Kassaby & Sziklai (1983) recomendaram para a estimativa de freqüências alélicas a amostragem de 42 a 60 árvores. Quando os autores estudaram os erros associados às estimativas de p_i , em uma população de *Pseudotsuga menziensis*, com taxa de autofecundação de 10%, observaram que estes tamanhos amostrais não eram suficientes para garantir precisão nas estimativas, em especial quando os alelos nos locos apresentavam freqüências homogêneas ($1/n_a$, sendo n_a o número de alelos no loco). Para os tamanhos amostrais de 40 e 60 árvores, em populações praticando 10% de autofecundação, a freqüência estimada para o alelo p_i estará entre o intervalo de 0,384 a 0,616, e 0,406 a 0,594, respectivamente, confirmando a baixa precisão obtida por El-Kassaby & Sziklai (1983). Estes resultados reforçam a conclusão de que pequenos tamanhos amostrais são insuficientes para se obter estimativas precisas nas freqüências alélicas. Assim, sugere-se a amostragem de 60 a 100 árvores como suficiente para estimar freqüências alélicas em uma população.

Em casos de populações pequenas, por exemplo, 15 árvores, recomenda-se a “amostragem” de todos os exemplares (censo) e o desprezo da estimativa de erro dos parâmetros em nível de locos individuais. O erro amostral obtido em nível de locos será fictício porque todas as plantas estão sendo representadas na amostra; logo, não existe erro intralocos e a estimativa obtida é o próprio parâmetro populacional. Porém, o erro ou intervalo de confiança em nível de média de locos permanece, porque estará medindo outro nível do processo amostral, a amostragem de locos para representar o genoma dos indivíduos.

O tamanho amostral de 60 a 100 árvores/população pode também ser adotado em estudos da distribuição da variabilidade genética entre e dentro de populações. Como anteriormente demonstrado, o tamanho amostral de 60 árvores/população garante, a 95% de probabilidade, que as frequências alélicas dentro das populações

não excedam a 20% da frequência de p_i , até uma taxa de 30% de autofecundação nas populações. Apesar do intervalo amplo, como o principal objetivo é a medida de divergência entre populações ($G_{ST} \approx F_{ST} \approx \theta_p$), a amostragem de pelo menos quatro populações resultará em um tamanho amostral total de 240 árvores, gerando boas estimativas das frequências alélicas médias entre populações, medidas estas fundamentais para uma boa precisão da divergência genética entre populações (Nei, 1973).

3.2 Precisão na Estimativa dos Índices de Diversidade

Na TABELA 3 são apresentadas as médias e os erros das estimativas das frequências alélicas e na TABELA 4 a média e os erros das estimativas da heterozigosidade observada (\hat{H}_e), heterozigosidade esperada (\hat{H}_e) e índice de fixação (\hat{f}).

TABELA 3 - Frequências alélicas médias (\hat{p}_i e desvio padrão ($\hat{\sigma}$) de 100 amostras aleatórias de diferentes tamanhos (n), em uma população em Equilíbrio de Hardy-Weinberg, para três locos.

Média de 100 amostras aleatórias								
<i>n</i>	Loco 1		Loco 2					
	<i>p</i> = 0,500 ^a	$\hat{\sigma}$	<i>p</i> = 0,500	$\hat{\sigma}$	<i>q</i> = 0,450	$\hat{\sigma}$	<i>r</i> = 0,050	$\hat{\sigma}$
10	0,510	0,102	0,508	0,114	0,447	0,110	0,045	0,049
30	0,491	0,065	0,497	0,061	0,451	0,060	0,052	0,028
60	0,494	0,050	0,496	0,043	0,453	0,041	0,051	0,019
100	0,500	0,040	0,499	0,039	0,452	0,039	0,050	0,014
150	0,498	0,030	0,498	0,029	0,451	0,029	0,050	0,012
<i>n</i>	Loco 3							
	<i>p</i> = 0,500	$\hat{\sigma}$	<i>q</i> = 0,300	$\hat{\sigma}$	<i>r</i> = 0,150	$\hat{\sigma}$	<i>s</i> = 0,050	$\hat{\sigma}$
10	0,516	0,111	0,289	0,109	0,143	0,076	0,053	0,045
30	0,506	0,065	0,295	0,059	0,148	0,046	0,051	0,025
60	0,497	0,053	0,300	0,044	0,153	0,039	0,050	0,019
100	0,502	0,042	0,300	0,037	0,149	0,027	0,049	0,015
150	0,503	0,038	0,298	0,030	0,149	0,019	0,050	0,011

(a) Frequência alélica esperada em EHW na população de referência ($N = 2.000$).

TABELA 4 - Média e desvio padrão ($\hat{\sigma}$) da heterozigosidade observada (\hat{H}_o), esperada em EHW (\hat{H}_e) e do índice de fixação (\hat{f}) estimada de 100 amostras aleatórias de diferentes tamanhos (n), de uma população em Equilíbrio de Hardy-Weinberg, para três locos.

n	\hat{H}_e	\hat{H}_o	\hat{f}
Loco 1: $H_e = H_o = 0,5$; $f = 0,0$			
10	0,560 (0,029)	0,504 (0,166)	0,151 (0,279)
30	0,517 (0,011)	0,498 (0,092)	0,053 (0,180)
60	0,508 (0,007)	0,499 (0,069)	0,026 (0,134)
100	0,504 (0,004)	0,501 (0,053)	0,011 (0,105)
150	0,505 (0,003)	0,501 (0,048)	0,013 (0,096)
Loco 2: $H_e = H_o = 0,545$; $f = 0,0$			
10	0,598 (0,061)	0,529 (0,161)	0,167 (0,247)
30	0,566 (0,027)	0,535 (0,092)	0,071 (0,153)
60	0,557 (0,017)	0,545 (0,064)	0,030 (0,107)
100	0,550 (0,013)	0,544 (0,050)	0,016 (0,087)
150	0,551 (0,010)	0,543 (0,042)	0,019 (0,071)
Loco 3: $H_e = H_o = 0,635$; $f = 0,0$			
10	0,696 (0,092)	0,606 (0,174)	0,179 (0,211)
30	0,563 (0,056)	0,544 (0,092)	0,051 (0,132)
60	0,646 (0,033)	0,639 (0,073)	0,019 (0,093)
100	0,639 (0,026)	0,634 (0,056)	0,014 (0,071)
150	0,639 (0,021)	0,633 (0,050)	0,014 (0,067)

() Desvio padrão da média.

Avaliando-se as médias das estimativas nas TABELAS 3 e 4 observa-se que quanto maior o tamanho amostral, mais próximas as estimativas das frequências alélicas e índices de diversidade encontram-se do seu verdadeiro valor e menor é o erro padrão ($\hat{\sigma}$). Para o tamanho amostral de 60 plantas, o intervalo de confiança do alelo de maior frequência (p_i), no loco com dois alelos variou de 0,444 a 0,544, no loco com três alelos de 0,453 a 0,539 e no loco com 4 alelos de 0,444 a 0,550. Para o tamanho amostral de 100 plantas o intervalo do alelo de maior frequência (p_i) no loco com dois alelos variou de 0,460 a 0,540, no loco com três alelos de 0,461 a 0,539 e no loco com 4 alelos de 0,458 a 0,542. Comparando estes intervalos com os resultados dos intervalos esperados (TABELA 1) para espécies em EHW ($s = 0$) verifica-se que estes se encontram dentro do intervalo de confiança a 95% de probabilidade (60: IC = 0,409 a 0,591; 100: IC = 0,429 a 0,571), confirmando as previsões teóricas da eficiência dos tamanhos amostrais determinados.

Avaliando-se os índices de diversidade estimados nos três locos (TABELA 4), verifica-se que quanto maior o número de alelos maior é o erro na estimativa da heterozigosidade esperada (\hat{H}_e), sugerindo a necessidade de maiores tamanhos amostrais para casos da utilização de locos hipervariáveis, como por exemplo locos de microssatélites. A heterozigosidade observada (\hat{H}_o), por sua vez, não apresenta um padrão definido, em função do número de alelos nos locos. Por outro lado, o índice de fixação (\hat{f}) apresentou menores erros com o aumento do número de alelos nos locos, para todos os tamanhos amostrais. Entre as heterozigosidades, a \hat{H}_o apresenta os maiores erros, indicando que é mais difícil amostrar frequências genotípicas do que frequências alélicas. A explicação é que cada indivíduo amostrado contribui com dois alelos e uma classe genotípica para a amostra, portanto, contribui duas vezes mais para a estimativa das frequências alélicas do que para as frequências genotípicas.

Entre os índices de diversidade, o índice de fixação apresentou os maiores erros, para qualquer tamanho amostral. O índice de fixação depende da precisão simultânea nas frequências alélicas e genotípicas. A amostragem de frequências alélicas

é refletida na heterozigosidade esperada e a de frequências genotípicas na heterozigosidade observada (equações 6 e 7), indicando que para se obter medidas precisas do índice de fixação são necessários grandes tamanhos amostrais (≥ 60 indivíduos). Isto pode ser melhor visualizado pela distribuição das classes do índice \hat{f} para diferentes tamanhos amostrais, nas 100 amostras realizadas (FIGURAS 1 e 2). Observa-se que, mesmo com grandes tamanhos amostrais ou 60 e 150 indivíduos por populações, ainda existe uma grande probabilidade de se obter estimativas de \hat{f} diferentes das esperadas. Por exemplo, das 100 amostras de 150 plantas, para o loco com dois alelos, 14 apresentaram valores inferiores a -0,1 e 19 superiores a 0,1, enquanto o valor esperado era zero, portanto 33% das amostras estavam fora da faixa considerada aceitável ($-0,1 \geq \hat{f} \leq 0,1$). Mas, com maior número de alelos por loco a precisão aumenta, sendo que somente 20% das estimativas no loco 2 (três alelos) e 13% no loco 3 (quatro alelos), estavam fora da faixa admitida como aceitável, confirmando a tendência de redução nas estimativas de \hat{f} com o aumento do número de alelos nos locos. Portanto, quando locos hipervariáveis são utilizados para a avaliação genômica, um menor número de indivíduos é necessário para a estimativa do índice de fixação.

Nas FIGURAS 1 e 2 também é possível se verificar que com a amostragem de 100 plantas, as estimativas de \hat{f} encontraram-se dentro do mesmo intervalo máximo apresentado para a amostra de 150 plantas, sendo que 39, 26 e 16% das estimativas nos locos 1, 2 e 3, respectivamente, excederam ao intervalo de -0,1 a 0,1, revelando que não existem grandes vantagens em adotar um tamanho amostral superior a 100 plantas, a não ser em casos especiais como estudos de simulações. Com a amostragem de 60 plantas, as estimativas de \hat{f} podem variar de -0,3 a 0,4, porém mais de 55% das estimativas estarão próximas ao valor real do parâmetro, ou seja, neste caso serão zero.

De modo geral, os resultados reforçam a sugestão de que tamanhos amostrais de 60 a 100 plantas são suficientes para se obter uma boa precisão nas frequências alélicas e índices de diversidade.

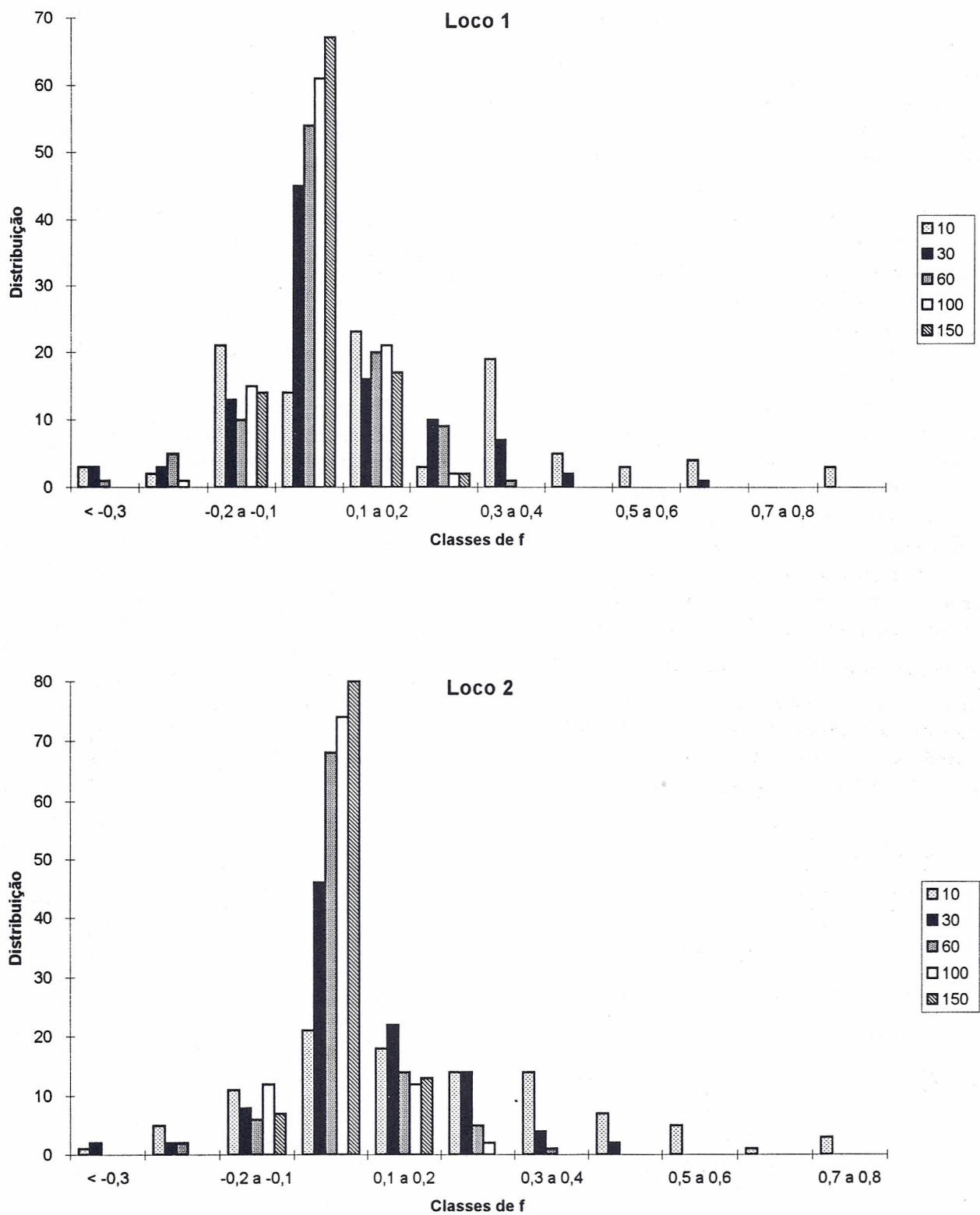


FIGURA 1 - Gráfico da distribuição do índice de fixação para 100 amostras de quatro diferentes tamanhos de uma população em Equilíbrio de Hardy-Weinberg, em um loco com dois (Loco 1) e três alelos (Loco 2).

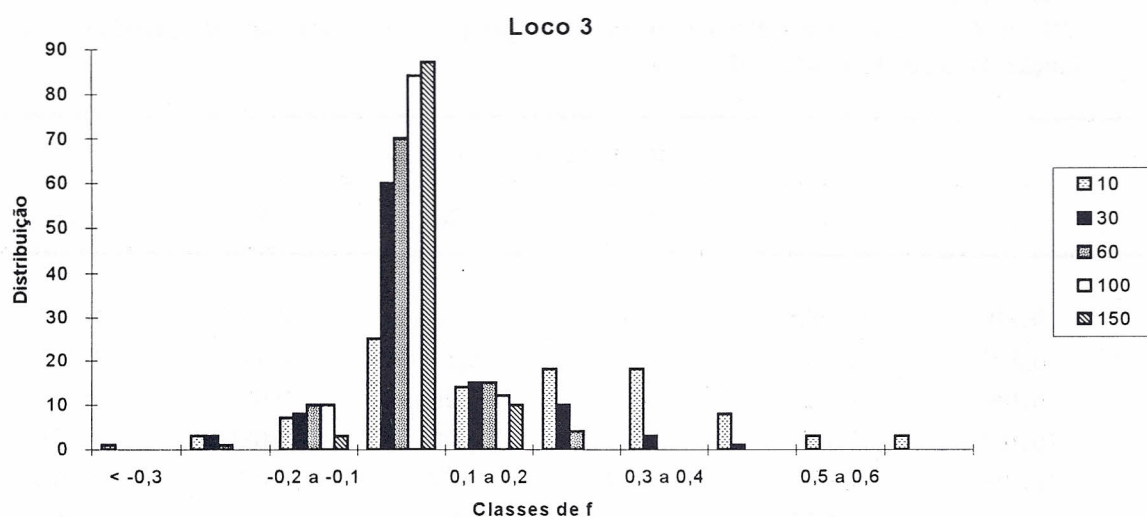


FIGURA 2 - Gráficos da distribuição do índice de fixação para 100 amostras de quatro diferentes tamanhos de uma população em Equilíbrio de Hardy-Weinberg, em um loco com quatro alelos.

3.3 Amostragem de Progênie

O tamanho amostral, em termos de número de árvores matrizes necessárias para a coleta de sementes ou número de progênies a amostrar (m) e do número de sementes a coletar por árvore (k) foi determinado pela amplitude do intervalo de confiança, associada à estimativa de um alelo de freqüência 0,5 (TABELA 5). Para estas estimativas foram também consideradas possíveis variações na taxa de autofecundação.

Pode-se concluir, primeiramente, que o erro nas estimativas das freqüências alélicas aumenta com o aumento da taxa de autofecundação. A segunda é que, independentemente da taxa de autofecundação, os erros amostrais das estimativas diminuem mais com o aumento do número de progênies (m) na amostra do que com o aumento no número de plantas por progênie (k), ou seja, para reduzir o erro de p_i é mais eficiente aumentar o número de progênies do que o número de plantas por progênie na amostra. Outra vantagem em amostrar um maior número de progênies do que plantas/progênies, é que esta estratégia aumenta a chance de se detectar variações na taxa de cruzamento entre plantas individuais, cruzamentos entre aparentados, cruzamentos preferenciais e matrizes com alelos raros. A terceira conclusão é que em espécies autógamas ($s = 1,0$) não existe vantagem em amostrar mais do que 10 plantas/progênie e em espécies alógamas, a partir de 20 plantas/progênie, muito pouco em termos de

eficiência amostral é obtido na redução do erro de p_i . Em concordância, Cotterill & James (1984) determinaram que para se avaliar o efeito de progênies em testes de progênies de *Pinus radiata*, 10 a 20 plantas/progênies eram suficientes. O aumento do número de plantas por progênie só é interessante quando o número de progênies amostradas for baixo (≤ 5), mas mesmo assim, não é necessário amostrar mais do que 30 plantas/progênie, se a espécie for de reprodução mista com predomínio de alogamia, ou mais de 20 plantas se a espécie for autógama. Quando o número de matrizes amostradas for igual ou superior a 30, não existem grandes vantagens em amostrar mais do que 10 plantas por progênie, independentemente do sistema de reprodução da espécie. Em tamanhos inferiores a 30 progênies, uma melhor eficiência amostral pode ser obtida coletando-se 20 sementes por progênie, se a espécie for de reprodução mista ou perfeitamente alógama ($t = 1,0$). Para espécies autógamas continua valendo a recomendação de 10 plantas por progênie. Cotterill (1990) estudando o número de progênies necessárias para a seleção, determinou que 100 a 200 plantas estruturadas em 5 a 10 progênies seriam suficientes. Portanto, como o tamanho amostral aqui recomendado para estimar freqüências alélicas foi maior do que o determinado por Cotterill (1990), para programas de melhoramento, pode-se esperar boas perspectivas na sua utilização em programas de seleção.

TABELA 5 - Intervalo de confiança a 95% de probabilidade ($p_i \pm$ erro) para estimativa das freqüências alélicas ($p_i = 0,5$) para diferentes números de progênie (m), tamanho de progênie (k) em função da taxas de autofecundação (s).

<i>m</i>	Plantas por progênie (<i>k</i>)					
	1	10	20	30	50	100
<i>s</i> = 0						
5	0,439	0,182	0,170	0,163	0,160	0,157
10	0,253	0,127	0,117	0,115	0,113	0,111
15	0,196	0,102	0,096	0,094	0,092	0,091
20	0,165	0,088	0,083	0,081	0,080	0,079
25	0,146	0,079	0,074	0,073	0,071	0,070
30	0,132	0,072	0,068	0,066	0,065	0,064
50	0,101	0,056	0,053	0,051	0,050	0,050
100	0,071	0,044	0,037	0,036	0,035	0,035
<i>s</i> = 0,1						
5	0,450	0,200	0,188	0,181	0,179	0,177
10	0,259	0,140	0,131	0,128	0,126	0,125
15	0,201	0,112	0,107	0,105	0,103	0,102
20	0,170	0,097	0,092	0,091	0,089	0,088
25	0,150	0,087	0,076	0,081	0,080	0,079
30	0,135	0,079	0,075	0,074	0,073	0,072
50	0,104	0,061	0,058	0,057	0,057	0,056
100	0,073	0,048	0,041	0,041	0,040	0,040
<i>s</i> = 0,2						
5	0,463	0,219	0,209	0,202	0,199	0,198
10	0,267	0,153	0,145	0,143	0,141	0,140
15	0,206	0,123	0,118	0,116	0,115	0,114
20	0,174	0,106	0,102	0,101	0,100	0,099
25	0,154	0,095	0,078	0,090	0,089	0,088
30	0,139	0,087	0,083	0,082	0,081	0,081
50	0,107	0,067	0,065	0,064	0,063	0,063
100	0,075	0,053	0,046	0,045	0,044	0,044
<i>s</i> = 1,0						
5	0,621	0,452	0,447	0,438	0,438	0,438
10	0,358	0,316	0,310	0,310	0,310	0,310
15	0,277	0,253	0,253	0,253	0,253	0,253
20	0,234	0,219	0,219	0,219	0,219	0,219
25	0,206	0,196	0,196	0,196	0,196	0,196
30	0,187	0,179	0,179	0,079	0,079	0,079
50	0,143	0,139	0,139	0,139	0,139	0,139
100	0,100	0,098	0,098	0,098	0,098	0,098

Considerando que na maioria das situações o sistema de reprodução das espécies arbóreas não é conhecido *a priori*, mas o sistema misto e a alogamia predominam, recomenda-se o tamanho amostral de 30 progênies e 10 plantas/progênie, em uma população, para obtenção de estimativas confiáveis de frequências alélicas. Desta forma, a verdadeira frequência de p_i estará, para uma espécie praticando 20% de autofecundação, entre 0,413 e 0,587. Para o caso de espécies autógamas, sugere-se a amostragem de 50 progênies e 10 plantas/progênie, como um tamanho suficiente para obtenção de precisão nas referidas estimativas. Neste caso, a verdadeira frequência de p_i estará entre o intervalo de 0,361 e 0,639. Estas recomendações agregam-se, em parte, às recomendações de Brown (1975). O autor, avaliando o tamanho amostral em quatro delineamentos de testes de progênies para a estimativa de parâmetros do sistema de reprodução, sugeriu para espécies alógamas a amostragem de mais de 25 progênies por população, com a avaliação de pelo menos 10 plantas por progênie.

Não existe justificativa para utilizar estruturas de progênies no estudo da distribuição da variabilidade genética entre e dentro de populações, por marcadores genéticos, devido ao grande tamanho amostral requerido para representar as populações individualmente. Por exemplo, considerando o tamanho amostral de 30 progênies e 10 plantas/progênie para representar uma população, se 10 populações forem amostradas, será necessário avaliar por marcadores 3.000 plantas (30 progênies x 10 plantas/progênies x 10 população), ou seja, um número excessivamente grande de plantas. Em situações onde a única alternativa é a avaliação de sementes, devido à distância da área de coleta, problemas de armazenamento das folhas, etc., é mais interessante trabalhar com amostragem de misturas de sementes. Para tanto, procede-se a coleta de sementes de um número grande de árvores (≥ 30 /população), mistura-se quantidades iguais de sementes de cada árvore matriz e retira-se aleatoriamente 60 sementes para representar a população. Repete-se o processo nas demais populações. O princípio de representatividade genética de cada população é o mesmo aplicado para o caso da amostragem individual (árvores adultas, jovens, plântulas e banco de sementes). Adotando-se esta estratégia amostral, para o exemplo anterior,

o tamanho amostral total será de 600 plantas (60 plantas x 10 população) ou 80% menor, para uma mesma eficiência amostral nas estimativas das frequências alélicas. A desvantagem da amostragem em misturas de sementes é que o sistema de reprodução não poderá ser avaliado de forma detalhada, pelo modelo de reprodução mista de Ritland & Jain (1981), o qual requer estruturas de progênies. A alternativa será estimar a taxa de cruzamento pelo método dos momentos ($t = (1 - f) / (1 + f)$; Weir, 1996). Em casos onde se deseja avaliar detalhadamente o sistema de reprodução de várias populações, pode-se optar pelas seguintes estratégias amostrais: primeiro, fixar o tamanho amostral por progênie, em 10 plantas; segundo, até um número de cinco populações, manter a amostragem de 30 progênies, resultando em 300 plantas por população e 1.500 plantas totais amostradas. Para amostragem de cinco a 10 populações, pode-se adotar o tamanho de 20 progênies/população, resultando no total de 200 plantas/população e 2.000 plantas no caso da avaliação de 10 populações. Para amostragem acima de 10 populações, o tamanho de 15 progênies/população pode ser suficiente, resultando em 150 plantas/população, e 3.000 plantas para o caso da análise de 20 populações. Finalmente, para a amostragem de mais de 20 populações, por exemplo, 30 populações, pode-se adotar o número de 10 progênies/população, totalizando a amostragem 100 plantas por população e 3.000 plantas para o conjunto das populações.

4 CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

1. Para se obter estimativas de frequências alélicas e índices de diversidade genética precisas, em uma simples população, é necessário amostrar entre 60 a 100 indivíduos.
2. Com base no intervalo de confiança do erro das estimativas das frequências alélicas, em uma população estruturada em progênies, se a espécie alvo de estudo for alógama ou de reprodução mista, com predomínio de alogamia, a amostragem de 30 progênies e 10 plantas por progênies é suficiente para a obtenção de estimativas confiáveis. Caso a espécie reproduza-se por autogamia, este tamanho amostral deve ser de 50 progênies e 10 plantas por progênies.

3. Para espécies alógamas, na amostragem de 5 a 10 populações, pode-se adotar o tamanho de 20 progênies/população, com 10 plantas/progênie.
4. Para espécies alógamas, na amostragem de 10 a 20 populações, pode-se adotar o tamanho de 15 progênies/população, com 10 plantas/progênie.
5. Para espécies alógamas, na amostragem de mais de 20 populações, pode-se adotar o tamanho de 10 progênies/população, com 10 plantas/progênie.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AYALA, F. J.; KIGER, J. A. **Modern genetics**. Menlo Park: The Benjamin/Cummings Co., 1984. 798 p.
- BERG, E. E.; HAMRICK, J. L. Quantification of diversity at allozyme loci. **Canadian Journal Forest Research**, Edmonton, v. 27, p. 415-424, 1997.
- BROWN, A. H. D. Efficient experimental designs for the estimation of genetic parameters in plant populations. **Biometrics**, Alexandria, v. 31, p. 145-160, 1975.
- _____.; WEIR, S. B. Measuring genetic variability in plant populations. In: TANKSLEY, S. D.; ORTON, T. J. (Ed.). **Isozymes in plant genetics and breeding**. Amsterdam: Elsevier Science Publishers, 1983. part A, p. 219-239.
- COTTERILL, P. P.; JAMES, J. W. Number of offspring and plot sizes required for progeny testing. **Silvae Genetica**, Frankfurt, v. 33, n. 6, p. 203-209, 1984.
- COTTERILL, P. P. Short note: number of families and progeny required for provenance testing. **Silvae Genetica**, Frankfurt, v. 39, n. 2, p. 82-83, 1990.
- EL-KASSABY, Y. A.; SZIKLAI, O. Effect of sample size on the precision of the estimate of allozyme frequencies in a natural stand of Douglas-Fir. **Egyptian Journal of Genetics and Cytology**, Ottawa, v. 24, p. 345-360, 1983.
- HAMRICK, J. L.; LINHART, Y. B.; MITTON, J. B. Relationships between life history characteristic and eletrophoretically detectable genetic variation in plants. **Annual Review Ecology and Systematics**, Davis, v. 10, p. 173-200, 1979.
- HAMRICK, J. L.; GODT, M. J. W. Allozyme diversity in plant species. In: BROWN, A. H. D. *et al.* (Ed.). **Plant population genetics, breeding and genetic resources**. Sunderland: Sinauer Press, 1989. p. 43-63.
- _____.; _____.; SHERMAN-BROYLES, S. L. Factors influencing levels of genetic diversity in woody plant species. **New Forest**, Dordrecht, v. 5, p. 95-124, 1992.
- NEI, M. Analysis of gene diversity in subdivided populations. **Proc. Nat. Acad. Sci.**, Washington, v. 70, n. 12, p. 3321-3323, 1973.
- _____. *F*-statistics and analysis of gene diversity in subdivided populations. **Annals of Human Genetics**, London, v. 41, p. 225-233, 1977.
- RITLAND, K.; JAIN, S. A model for the estimation of outcrossing rate and gene frequencies using independent loci. **Heredity**, Lund, v. 47, p. 35-52, 1981.
- WEIR, B. S. **Genetic data analysis II. Methods for discrete population genetic data**. Sunderland: North Caroline State University, Sinauer Associates Inc. Pub., 1996. 445 p.

TESTE DE PROCEDÊNCIAS DE *Pinus oocarpa* Schiede EM TRÊS LOCAIS DO ESTADO DE SÃO PAULO*

Ligia de Castro ETTORI**
Alexandre Magno SEBBENN**
Aida Sanae SATO**
Eurípedes MORAIS**

RESUMO

Este estudo apresenta os resultados da experimentação com procedências de *Pinus oocarpa* Schiede em três locais do Estado de São Paulo: Batatais, Itapetininga e Pederneiras. Foram avaliadas 16 procedências mexicanas, mais uma de Belize, uma de Honduras, uma da Guatemala e duas da Nicarágua, para os caracteres altura total, DAP, volume cilíndrico e sobrevivência, aos 18 anos de idade. Foram também incluídas testemunhas de *P. oocarpa* de Casa Branca - SP, *Pinus caribaea* var. *hondurensis* de Pederneiras - SP, *Pinus elliottii* var. *elliottii* de Itapetininga - SP e *Pinus caribaea* var. *caribaea* de Bento Quirino - SP. A análise de variância revelou variações genéticas significativas a 1% de probabilidade entre as procedências de *P. oocarpa* da América Central e do México, nas análises individuais e nas conjuntas para locais. A análise conjunta para locais evidenciou interações procedências x ambiente significativas a 1% de probabilidade para altura, volume cilíndrico e sobrevivência, quando todas as procedências de *P. oocarpa* foram avaliadas simultaneamente, e para sobrevivência, quando somente as procedências mexicanas foram analisadas. A análise da distribuição da variação genética entre e dentro de procedências revelou que mais de 67,2% da variação genética encontra-se dentro das procedências. As procedências de *P. oocarpa* de San Rafael da Nicarágua e Mt. Pine Ridge de Belize apresentaram os melhores crescimentos nos três locais de experimentação. De modo geral, as procedências da Nicarágua, de Belize, Honduras e Guatemala apresentaram desempenho superior às procedências mexicanas. Ainda, as melhores procedências de *P. oocarpa* superaram as outras espécies testemunhas em Batatais e Pederneiras para todos os caracteres. Mas, em Itapetininga, *Pinus caribaea* var. *hondurensis* apresentou o melhor resultado para todos os caracteres analisados.

Palavras-chave: teste de procedências; *Pinus oocarpa*; estrutura genética; interação genótipo x ambiente.

ABSTRACT

This study shows the results of the provenances trial of *Pinus oocarpa* Schiede in three sites of São Paulo State: Batatais, Itapetininga, and Pederneiras. Sixteen Mexican provenances were analysed, and one more from Belize, one from Honduras, one from Guatemala, and two from Nicaragua, for the following characters: height of trees, diameter at breast height (DBH), cylindrical volume and survival, at 18 years old. There were also inclusion of control of *P. oocarpa* from Casa Branca, SP, *Pinus caribaea* var. *hondurensis* from Pederneiras, SP, *Pinus elliottii* var. *elliottii* from Itapetininga, SP, and *Pinus caribaea* var. *caribaea* from Bento Quirino, SP. The analysis of variance presented significant genetic variations at 1% of probability between the provenances of *P. oocarpa* from Central America and Mexico, considering the individual analyses and joint analyses. The joint analyses for site showed significant provenances x environment interactions at 1% of probability for height of trees, cylindrical volume and survival, when all provenances of *P. oocarpa* were simultaneously evaluated, and for survival, when only the Mexican provenances were analysed. The analysis of the distribution of genetic variation among and within provenances revealed that more than 67.2% of genetic variation were found within the provenances. The provenances of *P. oocarpa* from San Rafael, Nicaragua, and Mt. Pine Ridge, Belize, presented the best development in the three sites of trial. In general, the provenances from Nicaragua, Belize, Honduras and Guatemala showed better performance than the Mexican ones. The best provenances of *P. oocarpa* overcame the other control species in Batatais and Pederneiras, for all traits. But, in Itapetininga, *P. caribaea* var. *hondurensis* presented the best result for all traits analysed.

Key words: provenances trial; *Pinus oocarpa*; genetic structure; genotype x environment interaction.

(*) Aceito para a publicação em janeiro de 2002.

(**) Instituto Florestal, Caixa Postal 1322, 01059-970, São Paulo, SP, Brasil.

1 INTRODUÇÃO

Pinus oocarpa Schiede apresenta uma ampla distribuição geográfica natural, entre os limites de aproximadamente 12° a 27° de latitude Norte, que vai do México à Nicarágua, passando por Belize, Guatemala e Honduras; nestes países é encontrado em altitudes variando de 600 a 2400 metros (Greaves, 1983a), em regiões com estações secas, às vezes severas, com períodos de até seis meses com precipitações inferiores a 50 mm, e temperatura média mensal de 26° a 36°C (Kemp, 1973). A espécie cresce mais freqüentemente em solos bem drenados ao longo do declínio das montanhas, entre 700 a 1.500 metros de altitude, porém, na parte norte de sua distribuição, pode ser encontrada a 2.500 metros (Styles, 1983). A ampla faixa de ocorrência tanto latitudinal como altitudinal e a variedade de formas existentes indicam a possibilidade de adaptação a diferentes sítios (Morales & Delgadino, 1987).

As primeiras introduções de *P. oocarpa* no Estado de São Paulo ocorreram entre 1957 e 1959, sendo considerada uma conífera exótica alternativa para as regiões norte e central do Estado pois apresentam condições edafoclimáticas apropriadas para reflorestamentos com *Pinus* tropicais (Ferreira, 1973). O plantio comercial da espécie iniciou-se em 1960, apresentando alto potencial (Nicolielo & Garnica, 1983).

P. oocarpa apresenta grande crescimento mesmo quando plantado em solos de baixa fertilidade e constitui, juntamente com *Pinus caribaea* Morelet e *Pinus kesiya* Royle ex Gordon, as espécies mais promissoras para as regiões tropicais e subtropicais (Rosa, 1982), tendo sido recomendado para plantio em uma ampla área do Brasil. No Estado de São Paulo, a espécie tem apresentado bom crescimento na região de Agudos (Kageyama, 1977), Bebedouro, Moji Mirim e Assis (Rosa, 1982). No Pará existem resultados que indicam que a espécie produz mais do que *Pinus caribaea* var. *hondurensis* (Woessner, 1983). No Rio Grande do Sul, uma avaliação de *Pinus* tropicais para reflorestamento evidenciou maior potencial para *Pinus oocarpa* e *Pinus caribaea* var. *hondurensis* (Bertolani, 1983).

A madeira de *P. oocarpa* tem sido muito utilizada em serrarias, indústrias de aglomerados e de celulose e papel. Devido a essa alta versatilidade, a espécie está sendo testada em mais

de 30 países, a partir de um teste internacional de procedências (Kemp, 1973). A avaliação geral desta rede experimental tem mostrado que as procedências Mt. Pine Ridge de Belize, Yucul, Camélias e San Rafael da Nicarágua crescem notavelmente bem, na maioria das localidades, com vigor e forma superiores (Kageyama, 1977; Rosa, 1982; Greaves, 1983a; Kageyama, 1983; Nicolielo & Garnica, 1983; Chagala & Gibson, 1984; Matheson & Raymond, 1984; Wright *et al.*, 1986).

O Instituto Florestal de São Paulo também está participando desse ensaio internacional, com dois experimentos. Um dos experimentos teve seus resultados relatados por Rosa (1982) e incluía apenas procedências da Nicarágua, Honduras, Guatemala e Belize; o outro refere-se ao trabalho aqui descrito, o qual inclui, além das procedências da América Central, procedências mexicanas.

Quinze procedências de *Pinus oocarpa* da América Central e uma de *Pinus caribaea* avaliadas no Kenya apresentaram diferenças altamente significativas para todos os tratamentos, sendo as da Nicarágua, Yucul, Camélias e San Rafael, e a de Belize, Mt. Pine Ridge, superiores em crescimento aos 8 anos, e as de Honduras e Guatemala, inferiores, enquanto *Pinus caribaea* apresentou forma e ramificação de pior qualidade (Chagala & Gibson, 1984). Na Austrália, um experimento de *P. oocarpa* dessa mesma série internacional, revelou que as procedências mexicanas são muito pobres em forma e crescimento, e que a latitude das origens pode ter alguma influência na performance das procedências, pois quase 50% da variação em média de altura foi associada à latitude do site (Haines & Tozer, 1984).

P. oocarpa é polinizado pelo vento e apresenta sistema misto de reprodução, porém com predominância de alogamia, segundo estudos do sistema de reprodução realizados a partir de locos enzimáticos em cinco populações da espécie, sendo quatro da Nicarágua e uma de Belize, que revelaram taxas de cruzamento variando de 0,81 a 0,94 (Matheson *et al.*, 1989).

O objetivo do presente teste com *P. oocarpa* foi estudar o desenvolvimento de procedências do México e da América Central, em três locais do Estado de São Paulo, e a variação genética presente nessas procedências, procurando selecionar aquelas que melhor se adaptem e produzam em cada região.

2 MATERIAL E MÉTODOS

O teste de procedências da espécie *Pinus oocarpa* Schiede foi implantado em 1982, pelo Instituto Florestal de São Paulo, em três locais do Estado: Floresta de Batatais, Estação Experimental de Itapetininga e Estação Experimental de Pederneiras. Os tratamentos foram constituídos de 16 procedências do México, uma procedência da Guatemala, uma de Belize, uma de Honduras e duas da Nicarágua. As sementes foram colhidas pelo Instituto Nacional de Investigaciones Forestales do México - INIF, para a instalação e comparação de testes internacionais, relatados em detalhes por Kemp (1973), Greaves (1983a, b) e Dvorak *et al.* (1996).

Também foram incluídas no ensaio, como tratamentos testemunhas, uma procedência de *P. oocarpa* da Estação Experimental de Casa Branca, uma de *Pinus caribaea* var. *hondurensis* da Estação Experimental de Pederneiras, uma de *Pinus elliottii* var. *elliottii* da Estação Experimental de Itapetininga e uma de *Pinus caribaea* var. *caribaea* da Estação Experimental de Bento Quirino, todas do Instituto Florestal de São Paulo.

O ensaio foi instalado em delineamento estatístico látice balanceado 5 x 5, com seis repetições, parcelas quadradas de 25 plantas, espaçamento de 3 x 3 metros e uma bordadura externa ao ensaio de duas linhas.

As características edafoclimáticas e as localizações geográficas dos locais de experimentação, segundo Ventura *et al.* (1965/66), encontram-se na TABELA 1 e, as procedências estudadas e suas coordenadas geográficas, na TABELA 2, conforme dados fornecidos pelo INIF.

As procedências foram avaliadas para os caracteres altura total, diâmetro à altura do peito (DAP), volume cilíndrico e sobrevivência, aos 18 anos de idade. As análises de variância individual e conjunta para locais foram realizadas ao nível de média de parcelas, conforme TABELAS 3 e 4, considerando locais como de efeito fixo e, procedências e plantas dentro de procedências como de efeito aleatório.

A análise de variância individual para os locais foi realizada conforme o modelo estatístico:

$$Y_{ij} = m + t_i + b_j + e_{ij}$$

onde: Y_{ij} = média da procedência i , bloco j ; m = média geral do caráter nas procedências; t_i = efeito aleatório da procedência i ($i = 1, 2, \dots, J$); b_j = efeito aleatório do bloco j ($j = 1, 2, \dots, J$); e_{ij} = efeito do erro experimental.

A variância fenotípica dentro de procedências ($\hat{\sigma}_{fd}^2$) foi estimada pela média ponderada dos quadrados médios entre plantas dentro das parcelas.

A análise de variância conjunta, considerando-se locais como de efeito fixo e procedências como de efeito aleatório, foi realizada segundo o modelo estatístico:

$$Y_{ijl} = m + t_i + l_l + b_{jl} + tl_{il} + e_{ijl}$$

onde: Y_{ijl} = valor da procedência i , no bloco j , no local l ; m = média geral do caráter nas procedências; t_i = efeito aleatório da procedência i ($i = 1, 2, \dots, J$); l_l = efeito fixo do local l ($l = 1, 2, \dots, L$); b_{jl} = efeito aleatório do bloco j ($j = 1, 2, \dots, J$), dentro do local l ; tl_{il} = efeito da interação da procedência i , no local l ; e_{ijl} = efeito do erro experimental.

O teste F estimado para o efeito de locais não foi exato, sendo os graus de liberdade obtidos pelas estimativas de Satterthwaite (1946).

TABELA 1 - Localização geográfica e características edafoclimáticas dos locais de experimentação do teste de procedências de *P. oocarpa* no Estado de São Paulo.

LOCAL	LATITUDE	LONGITUDE	ALTITUDE	CLIMA	PRECIPITAÇÃO MÉDIA ANUAL	TIPO DE SOLO
F. de Batatais	20°54'S	47°35'W	880 m	Cwa	1405,9 mm	LVa, LR
E.E. de Itapetininga	23°42'S	47°57'W	645 m	Cfa	1217,2 mm	PVIs, HI
E.E. de Pederneiras	22°22'S	48°44'W	500 m	Cwa	1200 a 1300 mm	LEa, LR

TABELA 2 - Número do tratamento, espécie, procedência e coordenadas geográficas dos locais de colheita de sementes.

TRAT.	ESPÉCIE	PROCEDÊNCIA	LATITUDE	LONGITUDE	ALTITUDE
1	<i>P. oocarpa</i>	Mal Paso, Guatemala	15°11'N	89°21'W	1.000 m
2	<i>P. oocarpa</i>	Mt. Pine Ridge, Belize	17°00'N	88°55'W	700 m
3	<i>P. oocarpa</i>	Toliman, México	15°16'N	92°20'W	---
4	<i>P. oocarpa</i>	El Llano, México	19°15'N	100°25'W	1.760 m
5	<i>P. oocarpa</i>	Ziracuaretiro, México	19°18'N	102°09'W	1.500 m
6	<i>P. oocarpa</i>	El Durazno, México	19°22'N	102°41'W	---
7	<i>P. oocarpa</i>	El Durazno, México	19°27'N	102°05'W	1.600 m
8	<i>P. oocarpa</i>	Tzararacua, México	19°25'N	102°02'W	1.400 m
9	<i>P. oocarpa</i>	Buena Vista, México	17°15'N	99°31'W	710 m
10	<i>P. oocarpa</i>	Valle de Bravo, México	19°14'N	100°07'W	1.860 m
11	<i>P. oocarpa</i>	Yucul, Nicarágua	12°55'N	85°47'W	900 m
12	<i>P. oocarpa</i>	Cafeles, México	17°16'N	99°30'W	860 m
13	<i>P. oocarpa</i>	La Union, Honduras	14°32'N	86°36'W	800 m
14	<i>P. oocarpa</i>	La Codicia, México	16°55'N	92°07'W	---
15	<i>P. oocarpa</i>	Valle de Bravo, México	19°14'N	100°07'W	1.870 m
16	<i>P. oocarpa</i>	Chinameca, México	20°45'N	98°39'W	1.550 m
17	<i>P. oocarpa</i>	Temascaltepec, México	18°57'N	100°05'W	1.650 m
18	<i>P. oocarpa</i>	La Trinitaria, México	16°15'N	92°03'W	1.450 m
19	<i>P. oocarpa</i>	Cienega de León, México	16°45'N	93°45'W	1.100 m
20	<i>P. oocarpa</i>	La Florida, México	16°55'N	92°53'W	1.600 m
21	<i>P. caribaea</i> var. <i>hondurensis</i>	Pederneiras, Brasil ¹	22°22'S	48°44'W	500 m
22	<i>P. oocarpa</i>	Casa Branca, Brasil ¹	21°46'S	47°05'W	670 m
23	<i>P. elliottii</i> var. <i>elliottii</i>	Itapetininga, Brasil ¹	23°42'S	47°57'W	645 m
24	<i>P. caribaea</i> var. <i>caribaea</i>	Bento Quirino, Brasil ¹	21°24'S	47°37'W	640 m
25	<i>P. oocarpa</i>	San Rafael, Nicarágua	13°12'N	86°06'W	1.100 m

(1) Segundo Ventura *et al.* (1965/66).

TABELA 3 - Quadro da análise de variância individual entre médias de parcelas para locais.

FV	GL	QM	E(QM)
Blocos	<i>J</i> -1	<i>QM</i> ₁	-----
Procedências	<i>I</i> -1	<i>QM</i> ₂	$\frac{\sigma_{fd}^2}{\bar{K}} + \sigma_e^2 + J\sigma_p^2$
Resíduo	(<i>J</i> -1)(<i>I</i> -1)	<i>QM</i> ₃	$\frac{\sigma_{fd}^2}{\bar{K}} + \sigma_e^2$
Dentro de Procedências	<i>JI</i> (\bar{K} -1)	<i>QM</i> ₄	σ_{fd}^2
Total	<i>JI</i> -1		

Onde: *J* = número de blocos; *I* = número de procedências; \bar{K} = média harmônica do número de plantas por parcela.

TABELA 4 - Quadro da análise de variância conjunta para locais ao nível de médias de parcelas.

FV	GL	QM	E(QM)
Blocos/Locais	$L(J-1)$	QM_1	$\frac{\sigma_{fd}^2}{\bar{K}} + \sigma_e^2 + I\sigma_b^2$
Locais (L)	$L-1$	QM_2	$\frac{\sigma_{fd}^2}{\bar{K}} + \sigma_e^2 + J\left(\frac{L}{L-1}\right)\sigma_{LP}^2 + I\sigma_b^2 + IJ\phi_L$
Procedências (P)	$I-1$	QM_3	$\frac{\sigma_{fd}^2}{\bar{K}} + \sigma_e^2 + J\left(\frac{L}{L-1}\right)\sigma_{LP}^2 + JL\sigma_p^2$
L x P	$(L-1)(I-1)$	QM_4	$\frac{\sigma_{fd}^2}{\bar{K}} + \sigma_e^2 + J\left(\frac{L}{L-1}\right)\sigma_{LP}^2$
Resíduo	$L(J-1)(I-1)$	QM_5	$\frac{\sigma_{fd}^2}{\bar{K}} + \sigma_e^2$
Dentro de Procedências	$JIL(\bar{K}-1)$	QM_6	σ_{fd}^2

Onde: $\phi_L = \sum_{K=1}^L l_K^2 / (L - 1)$ = variância de locais de efeito fixo; L, J e I = números de locais, de blocos e de procedências, respectivamente.

Estas análises foram feitas em duas etapas: primeiro considerando todas as procedências de *P. oocarpa* (N = 21) e, segundo, somente as procedências mexicanas (N = 16). Os tratamentos testemunhas não foram incluídos nas análises de variância para mensurar a variabilidade genética de *P. oocarpa*. A análise em duas etapas permitiu também testar a hipótese de isolamento por distância.

A distribuição da variação genética entre e dentro de procedências na análise individual e conjunta foi obtida por duas correlações intraclasses:

Entre: $\hat{\theta}_{Proc} = \frac{\hat{\sigma}_p^2}{\hat{\sigma}_{fd}^2 + \hat{\sigma}_p^2}$;

Dentro: $\hat{D}_{Dentro} = \frac{\hat{\sigma}_{fd}^2}{\hat{\sigma}_{fd}^2 + \hat{\sigma}_p^2}$

onde: $\hat{\sigma}_p^2$ = variância genética entre procedências;
 $\hat{\sigma}_{fd}^2$ = variância fenotípica dentro de procedências.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

O coeficiente de variação experimental (CV_{exp}) foi baixo para todos os caracteres (máximo 17,49%), tanto nas análises individuais como nas conjuntas (TABELA 5), demonstrando que o delineamento experimental utilizado foi eficiente para controlar os efeitos ambientais e existem boas expectativas de confiabilidade nos resultados obtidos.

Foram detectadas variações genéticas significativas, ao nível de 1% de probabilidade pelo teste F, entre procedências de *P. oocarpa* para todos os caracteres (TABELA 5), nas análises individuais e conjuntas para locais, tanto na análise de todas as procedências (21) como somente na das mexicanas (16), sugerindo a possibilidade de melhoramento genético pela seleção das procedências mais produtivas. Nas análises de variância conjunta, também foram detectadas diferenças significativas entre locais, pelo teste F, para todos os caracteres.

TABELA 5 - Resultados do teste F da análise de variância individual e conjunta para locais, distribuição da variação genética entre ($\hat{\sigma}_p^2$) e dentro ($\hat{\sigma}_d^2$) de procedências, para quatro caracteres, em procedências de *P. oocarpa* aos 18 anos, em três locais.

FV	ALTURA (m)			DAP (cm)			VOLUME CILÍNDRICO (m ³)			SOBREVIVÊNCIA ¹		
	Bat.	Itap.	Ped.	Bat.	Itap.	Ped.	Bat.	Itap.	Ped.	Bat.	Itap.	Ped.
Todas Proc. (N = 21)	4,94**	4,47**	7,93**	13,40**	11,72**	12,47**	14,75**	13,17**	16,90**	4,40**	3,60**	8,18**
Proc. Mex. (N = 16)	3,57**	2,34**	3,65**	6,99**	3,83**	5,55**	6,39**	3,33**	5,92**	3,73**	3,16**	5,93**
CV _{exp} (%)	6,78	5,38	9,84	4,60	5,45	5,97	11,92	13,45	16,45	9,16	17,49	14,65
Locais												
Todas Proc. (N = 21)		11,78**			53,46**			43,60**			40,00**	
Proc. Mex. (N = 16)		8,18**			24,79**			21,21**			6,46**	
L x P ₍₂₁₎		5,00**			13,84**			10,51**			5,50**	
L x P ₍₁₆₎		1,88**			1,39			1,91**			189,88**	
CV _{exp} (%)		1,44			1,03			1,15			127,25**	
		7,37			5,40			14,14			1,30	
$\hat{\sigma}_p^2$ (%) (N = 21)	18,2	13,4	32,8	7,7	11,2	11,1	10,7	13,7	17,9	----	----	----
$\hat{\sigma}_d^2$ (%) (N = 21)	81,8	86,6	67,2	92,3	88,8	88,9	89,3	86,3	82,1	----	----	----
$\hat{\sigma}_p^2$ (%) (N = 16)	10,2	6,1	17,0	6,2	3,8	5,9	5,5	3,3	8,5	----	----	----
$\hat{\sigma}_d^2$ (%) (N = 16)	89,8	93,9	83,0	93,8	96,2	94,1	94,5	96,7	91,5	----	----	----

1 : média transformada em $\arcsen \sqrt{X + 0,5}$; Bat.: Batatais; Itap.: Itapetinga; Ped.: Pederneiras; Todas Proc.: procedências da América Central e do México; Proc. Mex.: procedências mexicanas; N: número de procedências; **: P > 0,01; L x P₍₂₁₎: interação entre locais e todas procedências de *P. oocarpa*; L x P₍₁₆₎: interação entre locais e procedências mexicanas de *P. oocarpa*.

A interação procedências x locais foi significativa para altura, volume cilíndrico e sobrevivência, quando todas as procedências foram avaliadas, e para sobrevivência quando analisadas somente as procedências mexicanas (TABELA 5). Este resultado mostra que a interação foi causada, na maioria das situações, pelas procedências não mexicanas. A presença de interações significativas indica a necessidade de seleção específica de procedências para cada região de experimentação. No entanto, em todas essas análises observa-se que, quando avaliadas somente as procedências mexicanas, a variabilidade medida pelo teste F cai, mostrando a existência de menor variação genética entre as procedências mexicanas, relativamente à variação presente na espécie. A avaliação da distribuição da variação genética entre ($\hat{\sigma}_p^2$) e dentro ($\hat{\sigma}_d^2$) de procedências na TABELA 5 confirma o predito.

Em todas as análises, a variação genética entre procedências diminuiu quando foram excluídas da análise as procedências não mexicanas, levantando a hipótese de isolamento por distância ou que, quanto maior é a distância entre as procedências, maiores são as variações genéticas entre elas. Isto sugere, por sua vez, uma maior homogeneidade genética entre as procedências mexicanas. Matheson *et al.* (1989), estudando a estrutura genética de procedências de *P. oocarpa* da Nicarágua e Belize por isoenzimas, observaram que a divergência genética entre populações (\hat{G}_{ST}) reduziu de 10,4%, quando todas as procedências foram avaliadas, para 2,5%, ao analisarem somente as de origem nicaraguense, também sugerindo a hipótese de isolamento por distância. Contudo, para uma avaliação mais detalhada desta hipótese, seria necessário um ensaio que contivesse várias procedências de cada país.

A análise da estrutura genética das procedências mostra que a maior parte da variabilidade genética encontra-se dentro das procedências, tendo sido observado um mínimo de 67,2% para altura em Pederneiras. Este resultado se agrega a outros observados em estudos de estrutura genética de populações por caracteres quantitativos (Hamrick, 1976; Li *et al.*, 1993; Kehllet & Roulund, 1998; Buliuckas *et al.*, 1999; Etori *et al.*, 1999; Rehfeldt, 1999; Sebbenn *et al.*, 1999, 2000;

Siqueira *et al.*, 2000) e por marcadores genéticos (Hamrick *et al.*, 1979; Hamrick, 1983; Hamrick & Godt, 1990; entre outros).

Os resultados da estrutura genética das procedências também mostram que a magnitude da divergência entre elas está associada ao caráter e ao ambiente avaliado. Com exceção do DAP, no ambiente de Pederneiras as divergências genéticas entre procedências foram maiores do que nos outros dois ambientes, quando analisadas por altura e volume cilíndrico.

Nas TABELAS 6 e 7 são apresentadas as médias de crescimento e sobrevivência das procedências (tratamentos) e das espécies testemunhas, para cada local de experimentação. Os maiores crescimentos em altura, DAP e volume cilíndrico e melhor sobrevivência foram observados em Itapetininga. As procedências mexicanas apresentaram as menores médias, para todos os caracteres, nos três locais de estudo.

A procedência San Rafael (25) da Nicarágua apresentou o melhor desempenho para altura e volume cilíndrico em Batatais e Pederneiras, e para DAP e sobrevivência em Pederneiras, mantendo-se entre as seis melhores procedências do experimento, conforme local e caráter avaliado. A procedência Mt. Pine Ridge (2) de Belize mostrou melhor desempenho para DAP e sobrevivência em Batatais, e manteve-se entre as quatro melhores procedências nos demais casos. A procedência Yucul (11) da Nicarágua também apresentou os melhores resultados em relação às demais procedências avaliadas, ocupando as cinco primeiras posições da classificação por caráter e local. Por estes resultados, estas três procedências mostram forte consistência em sua superioridade. O tratamento testemunha *P. caribaea* var. *hondurensis* (21) foi o que apresentou melhor resultado em Itapetininga, para os quatro caracteres. É possível verificar que as procedências da Nicarágua e de Belize de *P. oocarpa* apresentaram desempenho superior às procedências mexicanas, nestes locais. Outras procedências com bons resultados foram La Union (13), de Honduras, e Mal Paso (1), da Guatemala, com resultados mesclando-se a algumas procedências mexicanas, conforme local e caráter considerado, porém superiores à maioria delas.

TABELA 6 - Médias de altura e DAP das procedências de *P. oocarpa* e das espécies testemunhas (Proc.), média e incremento médio anual de todas as procedências e somente das procedências mexicanas de *P. oocarpa*, por local, aos 18 anos.

ALTURA (m)						DAP (cm)					
Proc	Bat.	Proc	Itap.	Proc	Ped.	Proc	Bat.	Proc	Itap.	Proc	Ped.
25	27,14	21	33,65	25	29,45	2	21,88	21	23,60	25	22,84
11	26,53	25	33,36	2	27,74	21	21,41	2	23,18	11	22,00
2	26,36	11	31,87	11	27,23	22	21,06	25	23,13	21	21,34
5	25,72	2	30,63	5	25,92	11	21,02	11	22,83	2	21,05
21	25,39	24	29,32	18	25,89	13	21,01	24	22,58	18	20,47
1	25,23	22	29,31	14	25,84	25	20,90	13	22,03	13	20,41
13	25,03	14	29,17	21	25,80	1	20,80	20	22,02	20	20,18
8	24,54	1	28,78	13	25,62	3	20,50	23	21,93	1	20,03
4	24,46	5	28,30	20	25,28	14	20,41	22	21,77	22	19,99
20	24,24	10	28,17	1	25,24	18	20,20	19	21,74	14	19,67
14	24,14	18	28,15	22	24,81	20	20,18	18	21,68	24	19,43
22	23,76	17	28,02	8	24,52	17	19,43	14	21,63	3	18,46
15	23,72	20	27,86	4	24,41	12	19,37	12	21,58	5	18,28
7	23,66	13	27,68	17	24,15	4	19,19	9	21,56	8	18,19
18	23,65	8	27,61	10	23,65	8	19,12	1	21,31	17	17,55
17	23,65	15	27,30	24	23,39	19	18,85	17	21,27	4	17,12
16	23,40	4	27,18	15	23,38	6	18,72	5	21,24	10	17,11
10	23,16	7	26,91	16	23,11	7	18,66	10	21,01	15	17,11
3	23,09	9	25,87	7	22,94	5	18,34	8	20,99	19	16,70
6	23,03	6	25,87	3	22,74	9	18,24	3	20,75	9	16,59
12	22,87	12	25,82	12	22,57	16	18,20	7	20,51	7	16,57
9	21,46	16	25,43	6	21,99	15	18,00	6	20,20	12	16,32
19	20,98	3	25,30	9	21,62	24	17,86	4	20,07	16	15,88
24	20,66	19	25,29	19	21,24	10	17,86	15	20,05	6	15,88
23	18,17	23	24,81	23	17,09	23	14,99	16	19,76	23	14,29
Média-PO	24,02		27,84		24,50		19,57		21,36		18,50
Média-M	23,39		27,02		23,70		19,08		21,00		17,63
IMA-PO	1,33		1,55		1,36		1,09		1,19		1,03
IMA-M	1,30		1,50		1,32		1,06		1,17		0,98

Onde: Bat. = Batatais; Itap. = Itapetitinga; Ped. = Pedemeiras; Média-PO = média da análise de variância de todas as procedências de *P. oocarpa* (21); Média-M = média da análise de variância das procedências mexicanas de *P. oocarpa* (16); IMA-PO e IMA-M = incremento médio anual de todas as procedências (21) e somente das procedências mexicanas (16) de *P. oocarpa*, respectivamente.

TABELA 7 - Médias de volume cilíndrico e sobrevivência das procedências de *P. oocarpa* e das espécies testemunhas (Proc.), média e incremento médio anual de todas as procedências e somente das procedências mexicanas de *P. oocarpa*, por local, aos 18 anos.

VOLUME CILÍNDRICO (m³/ha)						SOBREVIVÊNCIA (%)					
Proc	Bat.	Proc	Itap.	Proc	Ped.	Proc	Bat.	Proc	Itap.	Proc	Ped.
25	1454,2	21	2479,4	25	1871,8	2	87,44	21	94,40	25	91,36
2	1429,7	25	2394,4	2	1535,0	21	85,60	2	92,72	11	88,00
11	1405,6	11	2178,1	11	1514,0	22	84,64	25	92,52	21	85,36
21	1318,0	2	2022,0	13	1343,5	13	84,28	11	91,32	2	84,20
1	1292,2	24	1796,4	8	1341,2	11	84,12	24	90,32	18	88,00
13	1291,6	22	1747,5	14	1308,0	25	83,60	13	88,12	13	81,64
22	1178,5	14	1696,4	21	1254,5	1	83,24	20	88,08	20	80,72
5	1148,8	1	1656,9	18	1254,0	3	82,16	23	87,72	1	80,12
20	1111,3	18	1606,8	22	1241,0	14	81,76	22	87,08	22	79,96
14	1106,6	13	1587,2	15	1222,3	20	80,76	19	86,96	14	78,68
8	1084,6	20	1580,1	1	1169,2	18	80,68	18	86,72	24	77,72
4	1064,4	5	1556,0	5	1051,0	17	77,84	14	86,52	3	73,84
18	1053,8	17	1548,2	20	1048,5	12	77,12	12	86,32	5	73,12
3	1038,3	10	1531,2	24	1009,1	4	76,56	9	86,24	8	72,76
17	1036,1	8	1502,9	17	987,1	8	76,52	1	85,24	17	70,20
7	998,1	4	1397,0	10	944,6	19	75,44	17	85,08	4	68,48
15	956,4	7	1394,4	7	929,3	6	74,80	5	84,96	10	68,44
6	929,2	15	1390,3	16	898,3	7	74,36	10	84,04	15	68,44
16	921,7	9	1333,3	3	836,0	5	73,48	8	83,96	19	66,80
10	901,6	12	1324,3	12	818,0	9	72,80	3	83,00	9	66,36
12	852,0	19	1258,5	19	788,9	16	72,48	7	82,04	7	66,28
9	792,7	3	1246,3	6	771,4	15	72,08	6	80,80	12	65,28
19	773,1	6	1245,3	9	766,6	24	71,36	4	80,28	16	63,52
24	719,5	23	1204,8	4	751,4	10	71,28	15	80,20	6	63,52
23	482,3	16	1204,5	23	412,7	23	58,72	16	79,04	23	57,16
Média-PO	1053,8		1595,3		1082,7		78,24		85,44		74,00
Média-M	985,5		1223,4		970,1		76,24		84,00		70,52
IMA-PO	58,5		88,6		60,2		---		---		---
IMA-M	54,7		79,1		53,9		---		---		---

Onde: Bat. = Batatais; Itap. = Itapetininga; Ped. = Pederneiras; Média-PO = média da análise de variância de todas as procedências de *P. oocarpa* (21); Média-M = média da análise de variância das procedências mexicanas de *P. oocarpa* (16); IMA-PO e IMA-M = incremento médio anual de todas as procedências (21) e somente das procedências mexicanas (16) de *P. oocarpa*, respectivamente.

Segundo Kageyama (1977) as procedências San Rafael e Mt. Pine Ridge também foram consideradas as de melhor crescimento para a região de Agudos - SP. As procedências Yucul e Mt. Pine Ridge apresentaram os melhores crescimentos em altura, DAP e volume cilíndrico, aos 8 anos de idade, em Moji Mirim, Assis e Bebedouro (Rosa, 1982). Em muitos outros países estas procedências também foram consideradas como as mais promissoras. Kemp (1977), avaliando dados preliminares de um ensaio internacional de procedências de *P. oocarpa*, observou que as procedências Mt. Pine Ridge, Camélias, Yucul e San Rafael apresentavam quase sempre os melhores crescimentos. Em concordância, foram observados melhores crescimentos para as procedências de *P. oocarpa* de Yucul e Mt. Pine Ridge em Campos Sabah, Malásia (Keong, 1983), de Yucul, de San Rafael e de Mt. Pine Ridge em Añasco, Porto Rico (Liegel *et al.*, 1983) e República da África do Sul (Van Der Sijde, 1983), entre outros países.

Vale ressaltar que as procedências de melhor desenvolvimento (Nicarágua e Belize) são procedências de menores altitudes, sugerindo que procedências de ocorrência natural em altitudes aproximadas às da área de introdução apresentam melhores desempenhos. Kageyama (1977) associou o crescimento das procedências de *P. oocarpa* às características geográficas e climáticas dos locais de origem das sementes, e observou que o crescimento em altura era melhor explicado pelas variações de altitude, precipitação pluviométrica e estação seca dos locais de origem; já a forma do tronco considerou ser mais influenciada pelas variações de latitude e longitude dos locais de origem das sementes. Rosa (1982), também estudando procedências de *P. oocarpa* de vários países, igualmente observou esta tendência; o autor notou que as procedências originárias de altitudes que se aproximavam da altitude de introdução tendiam a apresentar melhor comportamento.

Os melhores resultados observados para as procedências mexicanas, conforme TABELAS 6 e 7, foram: Ziracuaretiro (5) para altura e volume cilíndrico em Batatais e altura em Pederneiras; La Codicia (14) para altura e volume cilíndrico em Itapetininga; Toliman (3) para DAP e sobrevivência em Batatais; La Florida (20) para DAP e sobrevivência em Itapetininga; La Trinitaria (18)

para DAP e sobrevivência em Pederneiras, Tzararacua (8) para volume cilíndrico em Pederneiras. Estes resultados revelam boa adaptação e crescimento de algumas das procedências mexicanas, variando para os locais onde foram testadas.

A procedência Cienega de León (19) apresentou o pior crescimento em altura, nos três locais de ensaio, e volume cilíndrico em Batatais; a procedência Valle de Bravo (10) apresentou o pior crescimento para DAP e sobrevivência em Batatais; a Chinameca (16) para DAP, volume cilíndrico e sobrevivência em Itapetininga; a El Durazno (6) para DAP e sobrevivência em Pederneiras; a El Llano (4) para volume cilíndrico em Pederneiras. Verifica-se, desta forma, o menor potencial destas procedências mexicanas para a introdução nas regiões de experimentação.

Em relação às espécies testemunhas, *Pinus oocarpa* superou-as em Batatais e Pederneiras para todos os caracteres. Contudo, em Itapetininga *Pinus caribaea* var. *hondurensis* (21) apresentou o melhor resultado para todos os caracteres. Por sua vez, *Pinus elliottii* var. *elliottii* (23) apresentou o pior desempenho, apenas com bom crescimento em DAP e sobrevivência em Itapetininga. *Pinus caribaea* var. *caribaea* (24) apresentou um comportamento ruim em Batatais, e mediano em Itapetininga e Pederneiras. A procedência testemunha Casa Branca de *P. oocarpa* apresentou crescimento e sobrevivência de mediano a bom, nos três locais, em muitos casos não diferindo das melhores procedências. Por ser uma procedência já adaptada às nossas condições, pode ser recomendada como fonte de sementes.

4 CONCLUSÕES

Foram detectadas variações genéticas entre as procedências de *P. oocarpa* nas análises individuais e nas conjuntas para locais.

A análise conjunta para locais evidenciou interações procedências x ambiente significativas a 1% de probabilidade para altura, volume cilíndrico e sobrevivência quando todas as procedências de *P. oocarpa* foram avaliadas simultaneamente e para sobrevivência quando somente as procedências mexicanas foram analisadas.

Existe possibilidade de melhoramento genético por seleção das procedências mais produtivas, por local de estudo.

A variabilidade medida pelo teste F mostra menor variação genética entre as procedências mexicanas.

A análise da distribuição da variação genética entre e dentro de procedências revelou que mais de 67,2% da variação genética encontra-se dentro de procedências.

A procedência de *P. oocarpa*, San Rafael da Nicarágua, apresentou o melhor desempenho para altura e volume cilíndrico em Batatais e Pederneiras e para DAP e sobrevivência em Pederneiras. A procedência Mt. Pine Ridge de Belize teve o melhor desempenho para DAP e sobrevivência em Batatais. A procedência Yucul da Nicarágua também apresentou melhores resultados em relação às demais.

De modo geral, as procedências da Nicarágua, Belize, Honduras e Guatemala apresentaram desempenho superior às procedências mexicanas nesses locais.

Entre as procedências mexicanas que apresentaram boa adaptação e crescimento, variando com o local, estão a Ziracuaretiro, a La Codicia, Toliman, La Florida, La Trinitaria e Tzararacua.

Pinus oocarpa superou as espécies testemunhas em Batatais e Pederneiras para todos os caracteres. Mas em Itapetininga *Pinus caribaea* var. *hondurensis* apresentou o melhor resultado para todos caracteres analisados.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BERTOLANI, F. Programas em andamento e problemas básicos em florestas implantadas de pinheiros tropicais. In: SIMPÓSIO IUFRO EM MELHORAMENTO GENÉTICO E PRODUTIVIDADE DE ESPÉCIES FLORESTAIS DE RÁPIDO CRESCIMENTO, 1980, Águas de São Pedro. *Anais...* São Paulo: Sociedade Brasileira de Silvicultura - SBS, International Union of Forest Research Organizations - IUFRO, 1983. p. 1-4. (Silvicultura, São Paulo, v. 1, n. 29).

BULIUCKAS, V. *et al.* Genetic variation among and within populations of four Swedish hardwood species assessed in a nursery trial. *Silvae Genetica*, Frankfurt, v. 48, n. 1, p. 17-25, 1999.

CHAGALA, E. M.; GIBSON, G. L. *Pinus oocarpa* Schiede international provenance trial in Kenya at eight years. In: BARNES, R. D.; GIBSON, G. L. (Ed.). *PROVENANCE AND GENETIC IMPROVEMENT STRATEGIES IN TROPICAL FOREST TREES*, 1984, Mutare. *Proceedings...* [S.l.]: Commonwealth Forestry Institute, Zimbabwe Forestry Commission, 1984. p. 191-199.

DVORAK, W. S.; DONAHUE, J. K.; HODGE, G. R. Fifteen years of *ex situ* gene conservation of Mexican and Central American forest species by the CAMCORE Cooperative. *Forest Genetic Resources*, Rome, n. 24, p. 15-21, 1996.

ETTORI, L. de C. *et al.* Variabilidade genética em duas populações de *Cordia trichotoma*. *Rev. Inst. Flor.*, São Paulo, v. 11, n. 2, p. 179-187, 1999.

FERREIRA, M. International provenance trial of *Pinus oocarpa* in Agudos and Piracicaba (São Paulo, Brazil). In: BURLEY, J.; NIKLES, D. G. (Ed.). *TROPICAL PROVENANCE AND PROGENY RESEARCH AND INTERNATIONAL COOPERATION*, 1973, Nairobi. *Proceedings...* Oxford: Commonwealth Forestry Institute, 1973. p. 103-105.

GREAVES, A. Revisão dos testes internacionais de procedências de *Pinus caribaea* Morelet e *Pinus oocarpa* Schiede. In: SIMPÓSIO IUFRO EM MELHORAMENTO GENÉTICO E PRODUTIVIDADE DE ESPÉCIES FLORESTAIS DE RÁPIDO CRESCIMENTO, 1980, Águas de São Pedro. *Anais...* São Paulo: Sociedade Brasileira de Silvicultura - SBS, International Union of Forest Research Organizations - IUFRO, 1983a. p. 13-17. (Silvicultura, São Paulo, v. 1, n. 29).

_____. Situação do teste internacional de procedências mexicanas de *Pinus oocarpa*. In: SIMPÓSIO IUFRO EM MELHORAMENTO GENÉTICO E PRODUTIVIDADE DE ESPÉCIES FLORESTAIS DE RÁPIDO CRESCIMENTO, 1980, Águas de São Pedro. *Anais...* São Paulo: Sociedade Brasileira de Silvicultura - SBS, International Union of Forest Research Organizations - IUFRO, 1983b. p. 88-89. (Silvicultura, São Paulo, v. 1, n. 29).

HAINES, M. W.; TOZER, S. The early performance of Mexican and some Central American provenances of *Pinus oocarpa* in trials (International series) in the Northern Territory of Australia. In: BARNES, R. D.; GIBSON, G. L. (Ed.). **PROVENANCE AND GENETIC IMPROVEMENT STRATEGIES IN TROPICAL FOREST TREES**, 1984, Mutare. **Proceedings...** [S.l.]: Commonwealth Forestry Institute, Zimbabwe Forestry Commission, 1984. p. 250-257.

HAMRICK, J. L. Variation and selection in western montane species II. Variation within and between populations of White Fir on an elevation transect. **Theoretical and Applied Genetics**, Asheville, v. 47, p. 27-34, 1976.

_____. The distribution of genetic variation within and among natural plant population. In: SCHONEWALD-COX, C. M. *et al.* (Ed.). **Genetics and conservation**. California: The Benjamin/Cummings Publishing Company, 1983. cap. 20, p. 335-348.

_____.; GODT, M. J. W. Allozyme diversity in plant species. In: BROWN, A. H. D. *et al.* (Ed.). **Plant population genetics, breeding and genetic resources**. Sunderland: Sinauer, 1990. p. 43-63.

_____.; LINHART, Y. B.; MITTON, J. B. Relationships between life history characteristic and electrophoretically detectable genetic variation in plants. **Annu. Rev. Ecol. Syst.**, n. 10, p. 173-200, 1979.

KAGEYMA, P. Y. **Variação genética entre procedências de *Pinus oocarpa* Schiede na região de Agudos**. 1977. 83 f. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba.

_____. Melhoramento genético de pinheiros tropicais no Brasil. In: SIMPÓSIO IUFRO EM MELHORAMENTO GENÉTICO E PRODUTIVIDADE DE ESPÉCIES FLORESTAIS DE RÁPIDO CRESCIMENTO, 1980, Águas de São Pedro. **Anais...** São Paulo: Sociedade Brasileira de Silvicultura - SBS, International Union of Forest Research Organizations - IUFRO, 1983. p. 17-21. (Silvicultura, São Paulo, v. 1, n. 29).

KEHLETT, J.; ROULUND, H. Genetic parameters for spiral grain in two 18-years-old progeny trials with Sitka Spruce in Denmark. **Canadian Journal Forest Research**, Ottawa, v. 28, p. 92-93, 1998.

KEMP, R. H. Status of the C.F.I. International Provenance Trial of *Pinus oocarpa* Schiede. In: BURLEY, J.; NIKLES, D. G. (Ed.). **TROPICAL PROVENANCE AND PROGENY RESEARCH AND INTERNATIONAL COOPERATION**, 1973, Nairobi. **Proceedings...** Oxford: Commonwealth Forestry Institute, 1973. p. 76-82.

_____. *Pinus oocarpa* Schiede: research and development needs. In: NIKLES, D. G.; BURLEY, J.; BARNES, R. D. (Ed.). **IUFRO WORKSHOP PROGRESS AND PROBLEMS OF GENETIC IMPROVEMENT OF TROPICAL FOREST TREES**, 1977, Brisbane. **Proceedings...** [S.l.]: International Union of Forest Research Organizations - IUFRO, 1977. p. 655-660.

KEONG, T. C. Teste de procedência de *Pinus oocarpa* Schiede em Campos de Sabah. In: SIMPÓSIO IUFRO EM MELHORAMENTO GENÉTICO E PRODUTIVIDADE DE ESPÉCIES FLORESTAIS DE RÁPIDO CRESCIMENTO, 1980, Águas de São Pedro. **Anais...** São Paulo: Sociedade Brasileira de Silvicultura - SBS, International Union of Forest Research Organizations - IUFRO, 1983. p. 99-104. (Silvicultura, São Paulo, v. 1, n. 29).

LI, P. *et al.* Genetic variation in juvenile growth and phenology in a White Spruce provenance-progeny test. **Silvae Genetica**, Frankfurt, v. 42, n. 1, p. 52-60, 1993.

LIEGEL, L. H.; BARNES, R. D.; GIBSON, G. Crescimento e avaliações de características selecionadas de testes de procedências de *Pinus caribaea* e *Pinus oocarpa* em Porto Rico. In: SIMPÓSIO IUFRO EM MELHORAMENTO GENÉTICO E PRODUTIVIDADE DE ESPÉCIES FLORESTAIS DE RÁPIDO CRESCIMENTO, 1980, Águas de São Pedro. **Anais...** São Paulo: Sociedade Brasileira de Silvicultura - SBS, International Union of Forest Research Organizations - IUFRO, 1983. p. 107-111. (Silvicultura, São Paulo, v. 1, n. 29).

MATHESON, A. C.; BELL, J. C.; BARNES, R. D. Breeding systems and genetic structure in some Central American pine populations. **Silvae Genetica**, Frankfurt, v. 38, n. 3-4, p. 107-112, 1989.

MATHESON, A. C.; RAYMOND, C. A. Provenance x environment interaction; its detection, practical importance and use with particular reference to Tropical Forestry. In: BARNES, R. D.; GIBSON, G. L. (Ed.). **PROVENANCE AND GENETIC IMPROVEMENT STRATEGIES IN TROPICAL FOREST TREES**, 1984, Mutare. **Anais...** [S.l.]: Commonwealth Forestry Institute, Zimbabwe Forestry Commission, 1984. p. 81-117.

MORALES, A. J.; DELGADINO, H. E. Orígenes de *Pinus oocarpa* Schiede em Piray, Misiones. In: **SIMPÓSIO SOBRE SILVICULTURA Y MEJORAMIENTO GENETICO DE ESPECIES FORESTALES**, 1987, Buenos Aires. **Anais...** Buenos Aires: Centro de Investigaciones y Experiencias Forestales, 1987. tomo V, p. 2-6.

NICOLIELO, N.; GARNICA, J. B. Observações sobre o comportamento e o programa de melhoramento para *Pinus oocarpa* Schiede - Agudos-SP. In: **SIMPÓSIO IUFRO EM MELHORAMENTO GENÉTICO E PRODUTIVIDADE DE ESPÉCIES FLORESTAIS DE RÁPIDO CRESCIMENTO**, 1980, Águas de São Pedro. **Anais...** São Paulo: Sociedade Brasileira de Silvicultura - SBS, International Union of Forest Research Organizations - IUFRO, 1983. p. 119-120. (Silvicultura, São Paulo, v. 1, n. 29).

REHFELDT, G. E. Systematics and genetic structure of Washoe Pine: applications in conservation genetic. **Silvae Genetica**, Frankfurt, v. 48, n. 3-4, p. 167-173, 1999.

ROSA, P. R. F. **Teste de procedência de *Pinus oocarpa* Schiede em três regiões do Estado de São Paulo**. 1982. 84 f. Dissertação (Mestrado em Ciências em Produção Vegetal) - Faculdade de Ciências Agrárias, Universidade Estadual Paulista, Jaboticabal.

SATTERTWAITE, F. E. An approximate of estimates of variance components. **Biometrics Bulletin**, Washington, v. 2, p. 110-114, 1946.

SEBBENN, A. M. *et al.* Teste de procedências de *Grevillea robusta* A. Cunn. **Rev. Inst. Flor.**, São Paulo, v. 11, n. 1, p. 65-73, 1999.

SEBBENN, A. M. *et al.* Variabilidade genética e interação genótipo x locais em jequitibá-rosa - *Cariniana legalis* (Mart.) O. Ktze. **Rev. Inst. Flor.**, São Paulo, v. 12, n. 1, p. 13-23, 2000.

SIQUEIRA, A. C. M. De F. *et al.* Variação genética entre e dentro de populações de *Balfourodendron riedelianum* (Engler) Engler para conservação *ex situ*. **Rev. Inst. Flor.**, São Paulo, v. 12, n. 2, p. 89-103, 2000.

STYLES, B. T. Taxonomia, variação e exploração de *Pinus caribaea* e *Pinus oocarpa* no México e América Central. In: **SIMPÓSIO IUFRO EM MELHORAMENTO GENÉTICO E PRODUTIVIDADE DE ESPÉCIES FLORESTAIS DE RÁPIDO CRESCIMENTO**, 1980, Águas de São Pedro. **Anais...** São Paulo: Sociedade Brasileira de Silvicultura - SBS, International Union of Forest Research Organizations - IUFRO, 1983. p. 144-146. (Silvicultura, São Paulo, v. 1, n. 29).

VAN DER SIJDE, H. A. Relatório dos testes internacionais de procedências de *Pinus oocarpa* na República da África do Sul. In: **SIMPÓSIO IUFRO EM MELHORAMENTO GENÉTICO E PRODUTIVIDADE DE ESPÉCIES FLORESTAIS DE RÁPIDO CRESCIMENTO**, 1980, Águas de São Pedro. **Anais...** São Paulo: Sociedade Brasileira de Silvicultura - SBS, International Union of Forest Research Organizations - IUFRO, 1983. p. 148-150. (Silvicultura, São Paulo, v. 1, n. 29).

VENTURA, A.; BERENGUT, G.; VICTOR, M. A. M. Características edafo-climáticas das dependências do Serviço Florestal do Estado de São Paulo. **Silvic. S. Paulo**, São Paulo, n. 4, p. 57-140, 1965/66.

WOESSNER, R. A. Programa de melhoramento genético de pinheiros em Jari. In: **SIMPÓSIO IUFRO EM MELHORAMENTO GENÉTICO E PRODUTIVIDADE DE ESPÉCIES FLORESTAIS DE RÁPIDO CRESCIMENTO**, 1980, Águas de São Pedro. **Anais...** São Paulo: Sociedade Brasileira de Silvicultura - SBS, International Union of Forest Research Organizations - IUFRO, 1983. p. 153-155. (Silvicultura, São Paulo, v. 1, n. 29).

WRIGHT, J. A.; GIBSON, G. L.; BARNES, R. D. Variation of stem volume and wood density of provenances of *Pinus oocarpa* and *P. patula* ssp. *tecunumanii* at Agudos, São Paulo, Brazil. **IPEF**, Piracicaba, n. 32, p. 21-23, 1986.

ESTUDO FITOSSOCIOLÓGICO EM UMA ÁREA DE CERRADO COM TRANSIÇÃO PARA MATA NO MUNICÍPIO DE CASA BRANCA - SP*

Demétrio Vasco de TOLEDO FILHO**

Eduardo Amaral BATISTA**

Odenir BUZATTO†

Hilton Thadeu Zarate do COUTO***

RESUMO

Foi realizado um levantamento fitossociológico em um fragmento de cerrado no município de Casa Branca, SP, localizado a 21°45'32"S e 47°03'44"WG. A vegetação foi amostrada através de um transecto de 480 m, ao longo do qual foram fixadas 24 parcelas retangulares contíguas de 200 m² (10 m x 20 m). Na amostragem mediram-se os indivíduos com DAP \geq 5,0 cm num total de 617 (incluindo as árvores mortas), representados por 87 espécies pertencentes a 40 famílias botânicas. Numa classificação decrescente de IVI (índice de valor de importância) destacaram-se: *Mabea fistulifera*, *Copaifera langsdorffii*, árvores mortas, *Protium heptaphyllum* e *Siparuna guianensis*. Do total de espécies, 45,5% foram representadas apenas por um ou dois indivíduos. As famílias mais ricas em espécies foram Myrtaceae (11), Fabaceae (6), Lauraceae (5), Euphorbiaceae (5), Rubiaceae (5), Annonaceae (4) e Caesalpiniaceae (4). Considerando o relevo do terreno, mesmo sendo suave ondulado, comparou-se a parte alta com a parte baixa da área. Dentre as conclusões, destacaram-se: 1) a vegetação apresenta diferenças na composição florística e fitossociológica nas extremidades topográficas do fragmento florestal, mormente no que diz respeito às fisionomias cerrado, cerradão e transição de cerrado para mata, e 2) os determinantes desta diferença florística e fitossociológica entre as áreas poderiam ser topografia, ocorrência de geada e má drenagem do solo na parte mais baixa.

Palavras-chave: vegetação; cerrado; estrutura; floresta semidecídua.

1 INTRODUÇÃO

A cobertura original da vegetação de cerrado "sensu lato" no Estado de São Paulo, é estimada em 20%, sendo que nas últimas décadas este bioma sofreu grandes devastações ficando reduzida a 1% (São Paulo, 1977). Segundo Serra Filho *et al.* (1975) os cerrados abrangiam,

ABSTRACT

A phytosociological survey was done into the fragment of "cerrado" vegetation in the municipality of Casa Branca - State of São Paulo, located at 21°46'S and 47°05'WG. The vegetation was sampled through out a transect of 480 m where 24 fixed and contiguous plots of 10 m x 20 m were installed, with stretch form. All woody plants with DBH equal or above 5.0 cm were settled for sampling. During survey it was found out 617 trees, by including dead trees, 87 species belonging into 40 botanical families. The five most important species according to IVI were: *Mabea fistulifera*, *Copaifera langsdorffii*, species with dead trees, *Protium heptaphyllum* and *Siparuna guianensis*. Just 45.5% of total species present one or two individuals. The richest families in species were: Myrtaceae (11), Fabaceae (6), Lauraceae (5), Euphorbiaceae (5), Rubiaceae (5), Annonaceae (4) and Caesalpiniaceae (4). Even so soft wavy surface, it was compared the higher part against the lower part of the area. The main conclusions were the following: 1) the vegetation presents difference on floristic and phytosociological composition in the forest fragment distress, mainly as regards the physiognomy of "cerrado" and transition of "cerrado" to wild forest, and 2) the factors of these floristic and phytosociological difference between the areas could be topography, occurrence of frost and ill land drainage in the lower part.

Key words: vegetation; "cerrado"; structure; semideciduous forest.

até 1962, 13,5% da área do Estado de São Paulo e em 1973 estes índices caíram para 4,1%.

Ferri (1977) ao se referir às formas de cerrado, afirma não existir diferença nítida de fisionomia, mas sim um gradiente que conduz da forma campestre à florestal, havendo entre elas uma gama de formas fisionômicas que se sucedem fazendo a transição de uma para outra.

(*) Aceito para publicação em abril de 2002.

(**) Instituto Florestal, Caixa Postal 1322, 01059-970, São Paulo, SP, Brasil.

(***) Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Caixa Postal 9, 13600-970, Piracicaba, SP, Brasil.

(†) *In memoriam*. Instituto Florestal, Caixa Postal 1322, 01059-970, São Paulo, SP, Brasil.

Goodland (1979), fazendo um estudo fitossociológico das espécies do cerrado numa área do Triângulo Mineiro, afirma que o mais alto valor de importância (IVI) alcançado por uma espécie indica seu potencial de predominância sobre as outras espécies, ou sua capacidade de tirar proveito do ambiente de modo mais eficiente do que a de outros membros da comunidade. Afirma, ainda, que o porte, a altura e a densidade das árvores aumentam do campo sujo para o cerradão; mas este aumento não se restringe a características fisionômicas, sendo também constatável quanto ao número de diferentes espécies arbóreas nas quatro categorias da vegetação: cerradão, cerrado, campo cerrado e campo sujo. Para Goodland (1969) e Ferri (1977) as diferenças entre as várias fitofisionomias do cerrado são graduais, difíceis de separar umas das outras, exceto quando se considera o máximo de expressão de cada forma.

As variações fitofisionômicas relacionam-se com a capacidade de retenção hídrica dos solos: o cerrado ocorre nas áreas de latossolos, de superfícies aplainadas, com alta porosidade, e a formação campo limpo predomina nas áreas rego-litossolos, rasos e impermeáveis (Braun, 1962).

Os estudos do cerrado foram iniciados a partir da década de 1960 e aumentaram de importância no final da década seguinte, quando as universidades oficiais dirigiram os trabalhos de tese dos seus alunos para o estudo desse bioma.

Aliando a proximidade dos centros urbanos e a localização das universidades, os primeiros levantamentos botânicos de cerrado foram executados nas regiões de Campinas, Rio Claro e Ribeirão Preto, e posteriormente expandidos para todas as áreas de cerrado do Estado de São Paulo. Todavia, ficaram algumas lacunas, como a parte nordeste de São Paulo, onde existem muitos remanescentes de cerrado entremeados com áreas de floresta mesófila semidecídua, como nos municípios de Casa Branca, Aguiá, Mococa e Tambaú. Os levantamentos mais próximos desta região, são os trabalhos de Castro (1987) e Bertoni *et al.* (2001), respectivamente em Santa Rita do Passa Quatro e Porto Ferreira.

Os estudos de levantamentos da composição florística e estrutura de uma vegetação natural são importantes e despertam o interesse de pesquisadores para outros estudos mais aprofundados ou de assuntos relacionados com a pesquisa inicial.

Esta pesquisa teve como objetivos avaliar a composição das espécies lenhosas de um fragmento de cerrado em área de transição com mata e comparar as duas fisionomias.

2 MATERIAL E MÉTODOS

O município de Casa Branca localiza-se a 21°46'S e 47°05'W, na região nordeste do Estado de São Paulo, na bacia hidrográfica do rio Pardo, próximo ao Estado de Minas Gerais.

O clima da região é do tipo Cwa de Koeppen, quente de inverno seco, com altitude média de 670 m, precipitação média anual de 1397 mm, temperatura média anual de 20,3°C, apresentando déficit hídrico anual de 43 mm (Veiga, 1975).

Segundo Furlani (1987), a área do município é de 865 km² e as formas de relevo representam as unidades do Planalto Atlântico, Depressão Periférica e Cuestas. O solo dominante no município (77,3%) é o Latossol Vermelho Amarelo fase arenosa, existindo aproximadamente 332 voçorocas, algumas já estabilizadas e outras vivas, em franco processo erosivo. Os tipos de vegetação do município são representados em sua grande maioria pelo cerrado, tendo algumas áreas de mata, ocorrendo em ilhas na Depressão Periférica e matas de galeria ao longo dos rios.

O fragmento de cerrado estudado possui uma área de 5,0 ha com formato retangular. Inicia-se próximo a um córrego na sua parte inferior, sendo que a vegetação passa por uma transição em sua fisionomia, de cerrado para floresta estacional semidecidual, à medida que se distancia ao longo da meia encosta. A área de estudo faz divisa com a Estação Experimental de Casa Branca sendo que uma parte pertence à Prefeitura Municipal e a outra à família Papini.

A reserva florestal estudada encontra-se em bom estado de conservação, não sendo observados sinais de ação antrópica, de ocorrência de fogo ou de corte exploratório. Todavia, observa-se um vigoroso efeito de borda, com muitos cipós e lianas encobrindo as copas das árvores.

Para a amostragem da vegetação estabeleceu-se um transecto na área de estudo, no sentido da parte baixa (677 m) para a parte alta (710 m), com 24 parcelas retangulares contíguas e subseqüentes de 200 m² (10 m x 20 m), totalizando 4800 m². Na amostragem foram considerados todos os indivíduos com DAP igual ou superior a 5,0 cm, incluindo-se as árvores mortas.

O trabalho foi iniciado no segundo semestre de 1999, com visitas iniciais para reconhecimento da flora. As medições das parcelas foram executadas nos meses de julho e agosto de 2000.

A análise fitossociológica foi baseada em Mueller-Dombois & Ellenberg (1974) e executada pelo Programa Fitopac, desenvolvido por Shepherd (1996).

A heterogeneidade florística foi expressa pelo índice de diversidade de Shannon, calculado através da fórmula descrita por Pielou (1975):

$$H' = - \sum p_i \cdot \ln p_i$$

onde:

$$p_i = n_i/N;$$

n_i = número de indivíduos de cada espécie;

N = número total de indivíduos, e

H' = índice de diversidade de Shannon.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.1 Solo

O solo, classificado como Lva, encontrado na maioria dos cerrados paulistas, apresenta características típicas de alto grau de acidez, baixo nível de nutrientes, grande profundidade e altamente susceptível à erosão.

A TABELA 1 mostra pouca diferença entre os valores resultantes da análise química relativa às partes alta e baixa da área amostrada. Foram comparados os valores médios dos fatores analisados, ocorrentes nas camadas consideradas (0-20 cm e 20-40 cm) em três segmentos do transecto, ou seja: nas cinco primeiras parcelas (parte mais baixa da área); nas últimas cinco parcelas (parte mais alta da área), e em todas as parcelas (área total).

TABELA 1 - Análise química do solo nas profundidades 0-20 cm e 20-40 cm. Valores médios relativos a parcelas nos segmentos inferior, total e superior do transecto.

Parcelas	Prof. cm	pH CaCl ₂	MO g.dm ³	P mg.dm ³	K	Ca	Mg	H + Al mmol.dm ³	SB	T	V %
1 a 5	0-20	3,76	28,60	5,40	0,90	2,40	2,20	62,00	5,50	67,50	8,00
1 a 24	0-20	3,76	28,40	5,49	0,86	2,29	2,08	60,91	5,23	66,14	7,76
20 a 24	0-20	3,76	28,50	5,44	0,88	2,34	2,14	61,46	5,36	66,82	7,88
1 a 5	20-40	3,76	28,50	5,44	0,88	2,34	2,14	61,46	5,36	66,82	7,88
1 a 24	20-40	3,77	28,44	5,54	0,87	2,30	2,11	60,96	5,28	66,24	7,83
20 a 24	20-40	3,76	28,49	5,50	0,88	2,34	2,13	61,36	5,35	66,70	7,87

Os resultados encontrados, segundo Raij *et al.* (1985), podem ser interpretados como de acidez muito alta, índice de matéria orgânica e teores de P, K, Ca, Mg, soma de bases (S) e capacidade de troca catiônica (T) muito baixos. A saturação em bases (V%) é muito baixa, não atingindo 25%. Na parte mais baixa da área estudada, próxima a um banhado, a coloração do solo na primeira parcela, apresentou-se acinzentada, talvez devido à drenagem deficiente. Segundo Lepsch (1977), o tom cinza-azulado indica solos que, permanentemente, têm excesso de água no perfil.

3.2 Vegetação

A metodologia utilizada no levantamento mostrou-se eficiente, podendo ser observada através da curva do coletor (FIGURA 1), uma tendência à estabilização do número de espécies em relação ao número de parcelas.

No levantamento fitossociológico foram encontrados 617 indivíduos, incluindo as árvores mortas, representando 87 espécies pertencentes a 40 famílias. Do total de espécies (87), 27,3% (24) são representadas por um único indivíduo e 18,2% (16) por dois indivíduos. Portanto, 45,5% (40 espécies) possuem pouca expressão na fisionomia e estrutura da floresta, mas apesar da baixa frequência, são importantes na diversidade do povoamento.

Em mata de encosta perturbada no município de Moji Guaçu, Leitão Filho *et al.* (1994) encontraram valores semelhantes ao presente estudo, 30% das espécies com um indivíduo e 21% com dois indivíduos. Estudando uma floresta estacional semidecidual em Itatinga (SP), na Bacia do Paranapanema, Ivanauskas *et al.* (1999) observaram que dentre 97 espécies, 37% possuíam somente um único indivíduo e, tal como em Casa Branca, as duas principais espécies foram *Copaifera langsdorffii* e *Mabea fistulifera*, embora em biomas diferentes.

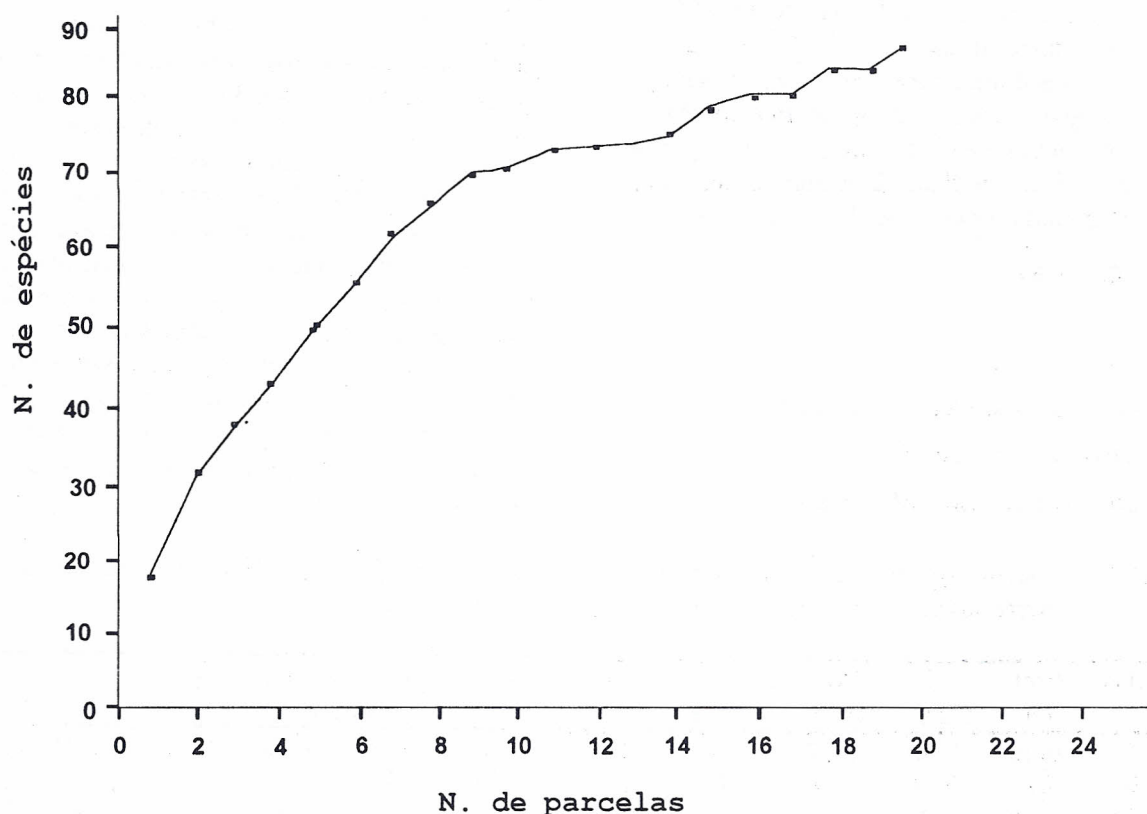


FIGURA 1 - Gráfico da curva do coletor.

Na área estudada, encontraram-se algumas espécies pouco frequentes em cerrado e em floresta estacional semidecídua, segundo São Paulo (1997), Castro *et al.* (1999) e Durigan *et al.* (1999), como *Albizia policephalla* (Mimosaceae), *Galipea multiflora* (Rutaceae), *Sorocea bonplandii* (Moraceae), *Eriotheca candolleana* (Bombacaceae), *Sweetia fruticosa* (Fabaceae), *Campomanesia guazumaefolia*, *Eugenia sandoriana* e *Psidium cupreum* (Myrtaceae).

Como as florestas tropicais possuem grande dinamismo de populações, dispersando-se por diferentes sistemas, no futuro, algumas das espécies raras observadas num levantamento, poderão ocupar posições diferentes na escala do IVI.

As famílias mais ricas em espécies foram Myrtaceae (11), Fabaceae (6), Lauraceae (5), Euphorbiaceae (5), Rubiaceae (5), Annonaceae (4) e Caesalpiniaceae (4). Estes resultados estão de acordo

de acordo com Leitão Filho *et al.* (1992), que incluíram também Melastomataceae entre as famílias mais importantes do cerrado; em Casa Branca, esta família ocorreu com uma única espécie.

A reserva florestal estudada encontra-se bem preservada e nenhum vestígio de ação antrópica, como ocorrência de incêndios ou corte exploratório, foi percebido. Todavia, observou-se rigoroso efeito de borda com a presença de cipós e lianas encobrindo as copas das árvores, prejudicando o livre desenvolvimento da vegetação lenhosa. Esse desequilíbrio poderia estar ocorrendo devido à pequena área do fragmento ou reação da vegetação a algum tipo de distúrbio sofrido há anos e não detectado no momento. A presença de cipós e trepadeiras fez-se notar tanto nas bordas da mata como no interior e sua quantidade chegou a dificultar a identificação das espécies durante o levantamento fitossociológico.

3.3 Fitossociologia

As dez espécies mais importantes quanto ao IVI foram *Mabea fistulifera*, *Copaifera langsdorffii*, árvores mortas, *Protium heptaphyllum*, *Siparuna guianensis*, *Cordia sellowiana*, *Mollinedia widgrenii*, *Virola sebifera*, *Platypodium elegans* e *Eugenia* sp., representando 54,31% do IVI (TABELA 2).

A primeira classificada, *Mabea fistulifera*, somou altos valores dos três parâmetros que compõem o IVI, principalmente a densidade. *Copaifera langsdorffii* foi a segunda colocada com apenas 26 indivíduos, sobressaindo em dominância pelo porte dos seus indivíduos. As demais espécies sobressaíram em IVI pelo valor mais expressivo de algum ou da conjugação de dois ou três parâmetros analisados.

As árvores mortas pertencem à classe que ocupou o 3º lugar nessa ordem de importância com IVI igual a 24,04, representando 8,01% do total e foram consideradas como um grupo único, sem distinção de espécies. Segundo Durigan & Leitão Filho (1995) elas não disputam os recursos do meio, não ocupam espaço no dossel e não podem ser identificadas; todavia, sua presença numa população, pode indicar o estágio de sucessão no qual a floresta se encontra. No presente estudo pode-se afirmar que devido a seus valores elevados, as árvores devem ter sofrido competição por luz, umidade e nutrientes minerais, indicando que a floresta se encontra no processo final de sucessão.

TABELA 2 - Espécies amostradas em Casa Branca, considerando todas as parcelas por ordem decrescente do IVI, sendo N - número de indivíduos; FA - frequência absoluta (%); DA - densidade absoluta (indiv./ha); DoA - dominância absoluta (m²/ha); FR - frequência relativa (%); DR - densidade relativa (%); DoR - dominância relativa (%); IVI - índice de valor de importância (%).

Espécie	N	FA	DA	DoA	FR	DR	DoR	IVI
<i>Mabea fistulifera</i>	76	75,00	158,3	3,1865	5,47	12,32	14,00	31,79
<i>Copaifera langsdorffii</i>	26	62,50	54,2	3,6698	4,56	4,21	16,13	24,90
Árvores mortas	54	87,50	102,5	2,0274	6,38	8,75	8,91	24,04
<i>Protium heptaphyllum</i>	32	66,67	66,7	2,4956	4,86	5,19	10,97	21,02
<i>Siparuna guianensis</i>	55	70,83	114,6	0,3304	5,17	8,91	1,41	15,53
<i>Cordia sellowiana</i>	17	41,67	35,4	1,2668	3,04	2,76	5,57	11,36
<i>Mollinedia widgrenii</i>	36	54,17	75,0	0,3127	3,95	5,83	1,37	11,16
<i>Virola sebifera</i>	27	54,17	56,3	0,2713	3,95	4,38	1,19	9,52
<i>Platypodium elegans</i>	12	33,33	25,0	0,7985	2,43	1,94	3,51	7,89
<i>Eugenia</i> sp.	23	29,17	47,9	0,1738	2,13	3,73	0,76	6,62
<i>Eugenia glazioviana</i>	13	29,17	27,1	0,3379	2,13	2,11	1,48	5,72
<i>Amaioua guianensis</i>	14	37,50	29,2	0,1213	2,74	2,27	0,53	5,54
<i>Ouratea castaneifolia</i>	11	33,33	22,9	0,2803	2,43	1,78	1,23	5,45
<i>Cryptocarya aschersoniana</i>	5	12,50	10,4	0,8283	0,91	0,81	3,64	5,36
<i>Ocotea corymbosa</i>	11	33,33	22,9	0,2435	2,43	1,78	1,07	5,28
<i>Pouteria ramiflora</i>	5	20,83	10,4	0,6132	1,52	0,81	2,69	5,02
<i>Ixora gardneriana</i>	8	25,00	16,7	0,3878	1,82	1,30	1,7	4,82
<i>Calyptranthes</i> sp.	4	12,50	8,3	0,6860	0,91	0,65	3,01	4,57
<i>Sebastiania brasiliensis</i>	10	29,17	20,8	0,1112	2,13	1,62	0,49	4,24
<i>Tapirira guianensis</i>	8	20,83	16,7	0,1866	1,52	1,30	0,82	3,64
<i>Annona cacans</i>	1	4,17	2,1	0,6369	0,3	0,16	2,8	3,26
<i>Croton floribundus</i>	7	16,67	14,6	0,1717	1,22	1,13	0,75	3,10
<i>Vochysia tucanorum</i>	8	8,33	16,7	0,2227	0,61	1,30	0,98	2,88
<i>Myrcia tomentosa</i>	7	16,67	14,6	0,0746	1,22	1,13	0,33	2,68
<i>Lamanonia ternata</i>	4	12,50	8,3	0,2291	0,91	0,65	1,01	2,57
<i>Ocotea pulchella</i>	6	12,50	12,5	0,1322	0,91	0,97	0,58	2,47

continua

continuação - TABELA 2

Espécie	N	FA	DA	DoA	FR	DR	DoR	IVI
<i>Xylopia aromatica</i>	5	16,67	10,4	0,1004	1,22	0,81	0,44	2,47
<i>Rapanea ferruginea</i>	4	12,50	8,3	0,1561	0,91	0,65	0,69	2,25
<i>Duguetia lanceolata</i>	3	12,50	6,3	0,1608	0,91	0,49	0,71	2,10
<i>Chrysophyllum marginatum</i>	5	12,50	10,4	0,0870	0,91	0,81	0,38	2,10
<i>Zeyhera tuberculosa</i>	4	16,67	8,3	0,0513	1,22	0,65	0,23	2,09
<i>Styrax camporum</i>	4	16,67	8,3	0,0398	1,22	0,65	0,17	2,04
<i>Didymopanax morototoni</i>	1	4,17	2,1	0,3343	0,30	0,16	1,47	1,94
<i>Myrcia falax</i>	3	12,50	6,3	0,1162	0,91	0,49	0,51	1,91
<i>Terminalia brasiliensis</i>	3	12,50	6,3	0,1168	0,91	0,49	0,51	1,91
<i>Cupania racemosa</i>	3	8,33	6,3	0,1605	0,61	0,49	0,71	1,80
<i>Acacia polyphylla</i>	4	12,50	8,3	0,0533	0,91	0,65	0,23	1,79
<i>Andira humilis</i>	4	12,50	8,3	0,0426	0,91	0,65	0,19	1,75
<i>Rapanea umbellata</i>	4	8,33	8,3	0,0699	0,61	0,65	0,31	1,56
<i>Pera obovata</i>	3	8,33	6,3	0,0922	0,61	0,49	0,41	1,50
<i>Trichillia pallida</i>	3	12,50	6,3	0,0217	0,91	0,49	0,10	1,49
<i>Hirtella hebeclada</i>	4	8,33	8,3	0,0511	0,61	0,65	0,22	1,48
<i>Casearia gossypiosperma</i>	3	12,50	6,3	0,0129	0,91	0,49	0,60	1,45
<i>Ocotea aciphylla</i>	4	8,33	8,3	0,0326	0,61	0,65	0,14	1,40
<i>Rapanea guianensis</i>	4	8,33	8,3	0,0309	0,61	0,65	0,14	1,39
<i>Platycyamus regnelli</i>	3	8,33	6,3	0,0617	0,61	0,49	0,27	1,37
<i>Guarea guidonea</i>	1	4,17	2,1	0,2042	0,30	0,16	0,90	1,36
<i>Dendropanax cuneatum</i>	3	8,33	6,3	0,0485	0,61	0,49	0,21	1,31
<i>Coussarea hydrangeaefolia</i>	3	8,33	6,3	0,0403	0,61	0,49	0,18	1,27
<i>Luehea speciosa</i>	2	8,33	4,2	0,0678	0,61	0,32	0,30	1,23
<i>Ormosia arborea</i>	3	8,33	6,3	0,0314	0,61	0,49	0,14	1,23
<i>Eriotheca candolleana</i>	2	8,33	4,2	0,0648	0,61	0,32	0,28	1,22
<i>Cariniana estrellensis</i>	2	8,33	4,2	0,0636	0,61	0,32	0,28	1,21
<i>Gomidesia</i> sp.	3	8,33	6,3	0,0149	0,61	0,49	0,07	1,16
<i>Roupala montana</i>	2	8,33	4,2	0,0491	0,61	0,32	0,22	1,15
<i>Aspidosperma cylindrocarpum</i>	2	0,45	8,33	0,0288	0,61	0,32	0,13	1,06
<i>Zanthoxylum chiloperone</i>	2	0,45	8,33	0,0276	0,61	0,32	0,12	1,05
<i>Matayba elaeagnoides</i>	2	0,43	8,33	0,0244	0,61	0,32	0,11	1,04
<i>Eugenia florida</i>	2	0,41	8,33	0,0200	0,61	0,32	0,09	1,02
<i>Eugenia sandoriana</i>	2	0,40	8,33	0,0180	0,61	0,32	0,08	1,01
<i>Sorocea bomplandii</i>	2	0,38	8,33	0,0124	0,61	0,32	0,05	0,99
<i>Campomanesia pubescens</i>	2	0,38	8,33	0,0120	0,61	0,32	0,05	0,98
<i>Guateria nigrescens</i>	2	0,38	8,33	0,0117	0,61	0,32	0,05	0,98
<i>Bauhinia holophylla</i>	2	0,37	8,33	0,0095	0,61	0,32	0,04	0,97
<i>Ocotea minarum</i>	2	0,61	4,17	0,0652	0,30	0,32	0,29	0,91
<i>Prunus myrtifolia</i>	2	0,45	4,17	0,0284	0,30	0,32	0,12	0,75
<i>Senna macranthera</i>	1	0,39	4,17	0,0520	0,30	0,16	0,23	0,69
<i>Myrcia lingua</i>	2	0,36	4,17	0,0083	0,30	0,32	0,04	0,66
<i>Ilex ceracifolia</i>	1	0,36	4,17	0,0445	0,30	0,16	0,20	0,66
<i>Albizia policephala</i>	1	0,34	4,17	0,0415	0,30	0,16	0,18	0,65
<i>Ficus</i> sp.	1	0,34	4,17	0,0415	0,30	0,16	0,18	0,65
<i>Qualea grandiflora</i>	1	0,32	4,17	0,0351	0,30	0,16	0,15	0,62

continua

continuação - TABELA 2

Espécie	N	FA	DA	DoA	FR	DR	DoR	IVI
<i>Campomanesia guazumaefolia</i>	1	0,26	4,17	0,0227	0,30	0,16	0,10	0,57
<i>Machaerium aculeatum</i>	1	0,23	4,17	0,0159	0,30	0,16	0,07	0,54
<i>Sweetia fruticosa</i>	1	0,21	4,17	0,0104	0,30	0,16	0,05	0,51
<i>Casearia sylvestris</i>	1	0,19	4,17	0,0057	0,30	0,16	0,02	0,49
<i>Alibertia edulis</i>	1	0,18	4,17	0,0046	0,30	0,16	0,02	0,49
<i>Zanthoxylum rhoifolium</i>	1	0,18	4,17	0,0051	0,30	0,16	0,02	0,49
<i>Cedrela fissilis</i>	1	0,18	4,17	0,0041	0,30	0,16	0,02	0,48
<i>Esenbeckia febrifuga</i>	1	0,18	4,17	0,0041	0,30	0,16	0,02	0,48
<i>Psidium cupreum</i>	1	0,18	4,17	0,0042	0,30	0,16	0,02	0,48
<i>Galipea multiflora</i>	1	0,18	4,17	0,0042	0,30	0,16	0,02	0,48
<i>Miconia ligustroides</i>	1	0,18	4,17	0,0037	0,30	0,16	0,02	0,48
<i>Lacistema hasslerianum</i>	1	0,18	4,17	0,0041	0,30	0,16	0,02	0,48
<i>Tabebuia vellosi</i>	1	0,18	4,17	0,0041	0,30	0,16	0,02	0,48
<i>Syagrus romanzoffiana</i>	1	0,18	4,17	0,0041	0,30	0,16	0,02	0,48
<i>Hymenaea courbaril</i>	1	0,18	4,17	0,0042	0,30	0,16	0,02	0,48
<i>Piper sp.</i>	1	0,16	4,17	0,0004	0,30	0,16	0	0,47
Total	617	1205,66	1357,25	22,7553	99,94	99,94	100,51	299,93

Analizando as vinte espécies mais importantes amostradas nas cinco parcelas das extremidades do transecto, observa-se que o posicionamento das mesmas é diferente quanto ao IVI (TABELA 3). Apenas sete espécies foram comuns às duas áreas: *Copaifera langsdorffii*, *Protium heptaphyllum*, *Platypodium elegans*, *Siparuna guianensis*, *Mabea fistulifera*, *Virola sebifera*, *Ocotea corimbosa* e a classe das árvores mortas. *Mabea fistulifera*, a 1ª classificada na contagem geral do IVI (TABELA 2), foi a 13ª na área de baixo e 8ª na área de cima, demonstrando que tem mais expressão nas parcelas intermediárias.

Nota-se nas relações apresentadas na TABELA 3 que as espécies mais importantes nos dois sítios da área de amostragem são freqüentemente encontradas no cerrado paulista, constatando-se que a vegetação em si é um cerradão; no sítio inferior predominam fisionomia e espécies típicas de cerrado "sensu stricto" e no sítio superior a fisionomia é de cerradão, porém com muitas espécies de floresta estacional semidecidual.

No levantamento das espécies existentes na área total, verificou-se que nas cinco parcelas iniciais, isto é, na parte mais baixa do transecto, ocorrem espécies exclusivas de cerrado como *Campomanesia pubescens*, *Ilex ceracifolia*, *Lacistema hasslerianum*, *Ocotea pulchella*, *Qualea grandiflora*, *Rapanea ferruginea*, *Rapanea guianensis*,

Zanthoxylum rhoifolium e *Xylopia aromatica*. Nas cinco parcelas finais, isto é, na parte mais alta do transecto, foram encontradas espécies representantes da floresta estacional semidecidual, como *Albizia policephalla*, *Cedrela fissilis*, *Eriotheca candolleana*, *Guarea guidonea*, *Hymenaea courbaril*, *Ixora gardneriana*, *Mollinedia widgrenii*, *Machaerium aculeatum*, *Ormosia arborea* e *Platycyamus regnellii*. Essa forma de distribuição da vegetação, em função da topografia, foi diferente da observada por Giannotti (1988) em Itirapina e Bertoni *et al.* (2001) em Porto Ferreira, em que o cerrado ocorreu na área de topografia mais elevada.

No processo de sucessão, a vegetação sofre uma dinâmica, aumentando a sua diversidade, número de indivíduos e seu porte. Batista (1982) ao analisar a vegetação de cerrado na Reserva Biológica de Moji-Guaçu, concluiu que houve um adensamento da vegetação num período considerado de 20 anos, com mudança na fisionomia.

A ocorrência de freqüentes geadas na baixada e a pouca profundidade do solo podem ser fatores determinantes no desenvolvimento da vegetação, objeto desta pesquisa. Os ramos superiores das árvores de algumas espécies foram afetados por geadas ocorridas em anos anteriores. Em Luís Antônio (SP) Toledo Filho (1984) observou que a geada causou grandes prejuízos na vegetação de cerrado.

TABELA 3 - As vinte espécies mais importantes presentes nas partes inferior e superior da área de estudo, incluindo a classe das árvores mortas.

Parte inferior da área (cinco parcelas iniciais)		Parte superior da área (cinco parcelas finais)	
Espécies	IVI	Espécies	IVI
Árvores mortas*	27,44	<i>Copaifera langsdorffii</i> *	36,23
<i>Copaifera langsdorffii</i> *	25,80	Árvores mortas*	33,21
<i>Protium heptaphyllum</i> *	19,73	<i>Mollinedia widgrenii</i>	21,36
<i>Platypodium elegans</i> *	15,36	<i>Siparuna guianensis</i> *	19,90
<i>Calyptanthus</i> sp.	14,63	<i>Cordia sellowiana</i>	19,29
<i>Siparuna guianensis</i> *	12,96	<i>Protium heptaphyllum</i> *	18,48
<i>Vochysia tucanorum</i>	11,02	<i>Pouteria ramiflora</i>	17,84
<i>Myrcia tomentosa</i>	9,82	<i>Mabea fistulifera</i> *	13,37
<i>Tapirira guianensis</i>	9,79	<i>Virola sebifera</i> *	7,52
<i>Ocotea pulchella</i>	9,28	<i>Guarea guidonea</i>	6,94
<i>Rapanea ferruginea</i>	8,66	<i>Amaioua guianensis</i>	6,56
<i>Ocotea corymbosa</i> *	8,26	<i>Ocotea corymbosa</i> *	5,27
<i>Mabea fistulifera</i> *	7,09	<i>Styrax camporum</i>	5,21
<i>Xylopia aromatica</i> *	6,90	<i>Guateria nigrescens</i>	5,06
<i>Virola sebifera</i> *	6,85	<i>Duguetia lanceolata</i>	5,02
<i>Rapanea umbellata</i>	5,83	<i>Bauhinia holophylla</i>	5,01
<i>Rapanea guianensis</i>	5,06	<i>Lamanonia ternata</i>	4,79
<i>Sebastiania brasiliensis</i>	5,01	<i>Platypodium elegans</i> *	4,76
<i>Dendropanax cuneatum</i>	4,86	<i>Croton floribundus</i>	4,53
<i>Coussarea hidrangeaefolia</i>	4,70	<i>Terminalia brasiliensis</i>	4,03
Total	219,05		244,38

(*) Espécies comuns às duas áreas.

Destes fatos, conclui-se que o processo de sucessão que está ocorrendo nas extremidades do transecto, possui características diferentes: a parte de baixo voltada à manutenção do cerrado e a parte de cima propensa à evolução para floresta estacional semidecidual.

As cinco famílias mais importantes, segundo o IVI, na contagem geral de todas as parcelas foram: Euphorbiaceae, Caesalpiniaceae, Monimiaceae, Myrtaceae e Burseraceae. Se Leguminosae fosse considerada uma só família, ficaria em primeiro lugar, como acontece geralmente em áreas de cerrado (TABELA 4).

Entre as famílias mais importantes da área de baixo e da área de cima houve muitas

diferenças quanto à classificação de IVI. As duas áreas possuem cinco famílias em comum, mostrando ainda, que Myrtaceae e Lauraceae se concentraram na área de baixo, enquanto Boraginaceae e Sapotaceae estavam mais presentes na área de cima. As famílias menos expressivas na área inferior foram Myrsinaceae e Vochysiaceae, e na área superior foram Annonaceae e Rubiaceae. A diferença no posicionamento das famílias mais importantes em relação às áreas consideradas foi resultante da classificação em grau de importância das espécies presentes nas respectivas áreas.

Quanto aos principais parâmetros dendrométricos e fitossociológicos também houve distinção entre as duas áreas (TABELA 5).

TABELA 4 - Índice de valor de importância (IVI) das famílias botânicas mais importantes presentes na área total, nas cinco parcelas iniciais (parte inferior) e nas cinco parcelas finais (parte superior).

Todas as parcelas	IVI %	Nº ssp	Nº ind.	Área de baixo	IVI %	Nº ssp	Nº ind.	Área de cima	IVI %	Nº ssp	Nº ind.
Euphorbiaceae	38,74	4	96	Myrtaceae	31,15	7	16	Caesalpiniaceae	42,98	3	8
Caesalpiniaceae	27,73	4	30	Árvores mortas	28,61	1	22	Monimiaceae	37,51	2	27
Árvores mortas	25,19	1	54	Caesalpiniaceae	27,26	1	11	Árvores mortas	33,94	1	14
Monimiaceae	24,74	2	91	Lauraceae	21,74	4	16	Boraginaceae	19,73	1	6
Myrtaceae	24,44	13	64	Fabaceae	21,31	2	10	Burseraceae	18,92	1	6
Burseraceae	21,89	1	32	Burseraceae	20,90	1	8	Euphorbiaceae	18,48	2	8
Lauraceae	14,92	5	28	Euphorbiaceae	16,31	4	15	Sapotaceae	18,28	1	3
Fabaceae	13,85	6	24	Monimiaceae	15,95	2	18	Fabaceae	14,47	4	5
Rubiaceae	12,38	4	26	Myrsinaceae	15,88	3	12	Annonaceae	12,32	3	5
Boraginaceae	11,91	1	17	Vochysiaceae	12,84	2	9	Rubiaceae	10,77	2	4

TABELA 5 - Comparação entre parâmetros dendrométricos e fitossociológicos obtidos ao longo do transecto e nas suas extremidades.

Parâmetro	Área total	Área de baixo	Área de cima
Densidade (nº indivíduos/ha)	1.285	1.840	1.100
Área basal (m ² /ha)	22,75	24,32	21,62
Volume (m ³ /ha)	334,4	281,1	349,2
Diâmetro médio (cm)	11,94	10,59	12,34
Altura média (m)	9,7	8,39	10,29
Número de espécies	88	49	39
Número de famílias	39	29	25
Índice de Shannon por espécie	3,641	3,496	3,155
Índice de Shannon por família	2,925	2,941	2,688

Embora os valores de densidade e área basal fossem maiores na parte baixa, as árvores ali existentes apresentaram dados de diâmetro, altura e volume cilíndrico menores do que as presentes na parte alta da área de estudo. Essa situação talvez possa ser explicada por fatores limitantes enfrentados pela vegetação, como ocorrência de geada, dificuldade de crescimento das árvores e má drenagem do solo. Outra diferença marcante entre os extremos topográficos da área é o fato da vegetação da área de baixo ser mais rica em espécies e famílias. Entre os extremos da área, os valores encontrados foram intermediários.

Os índices de diversidade de Shannon-Weaver obtidos da área de baixo foram superiores aos da área de cima e aqueles relativos à área total foram semelhantes a de outros levantamentos realizados no Estado de São Paulo.

4 CONCLUSÕES

- A análise química do solo não mostrou homogeneidade entre os fatores de fertilidade nas profundidades 0-20 cm e 20-40 cm do perfil.

- Espécies atípicas do cerrado foram encontradas, entre as quais *Albizia policephalla*, *Galipea multiflora*, *Sweetia fruticosa*, *Cedrela fissilis*, *Tabebuia vellosi* e outras.
- A quantidade em excesso de cipós, dificultou a identificação das espécies e contribuiu para a morte e queda de algumas árvores.
- Houve diferença entre as cinco espécies mais importantes levantadas nas extremidades do transecto. Somente *Copaifera langsdorffii* e a classe das árvores mortas foram comuns aos sítios considerados na pesquisa.
- Na parte inferior da área estudada ocorreram espécies típicas de cerrado, enquanto na parte superior foram observadas espécies exclusivas de floresta, denotando neste sítio uma transição para mata no processo de sucessão.
- Na parte inferior da área a vegetação apresentou valores dendrométricos contrários aos da parte superior, ou sejam, densidade e área basal maiores, porém com árvores finas e baixas, de menor volume cilíndrico.
- Relevo e solo podem ser fatores determinantes da diferença florística e fitossociológica entre os sítios amostrados, no caso específico, topografia, ocorrência de geada e má drenagem do solo da parte mais baixa da área.

5 AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem a colaboração do Prof. Dr. George John Shepherd, do Departamento de Botânica da UNICAMP, pela análise fitossociológica dos dados. Aos Pesquisadores Científicos João Batista Baitello, Osny Tadeu de Aguiar e Geraldo A. D. Corrêa Franco e ao Eng. Agr. Géza de Faria Árbocz pela identificação de algumas espécies. Ao Senhor Joaquim Zanella, funcionário aposentado da Estação Experimental de Mogi Mirim (IF), pelo grande auxílio nos trabalhos de campo, bem como aos funcionários Márcio Fernando Buzatto e Paulo Sérgio de Mello Valente, da Estação Experimental de Casa Branca (IF), pela ajuda no levantamento.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BATISTA, E. A. Levantamentos fitossociológicos aplicados à vegetação de cerrado, utilizando-se de fotografias aéreas verticais. 1982. 86 f. Dissertação (Mestrado em Solos e Nutrição de Plantas) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.

BERTONI, J. E. A. *et al.* Flora arbórea e arbustiva do cerrado do Parque Estadual de Porto Ferreira - SP. *Rev. Inst. Flor.*, São Paulo, v. 13, n. 2, p. 169-188, 2001.

BRAUN, E. H. G. Os solos de Brasília e suas possibilidades de aproveitamento agrícola. *Revista Brasileira de Geografia*, Rio de Janeiro, v. 24, n. 1, p. 43-78, 1962.

CASTRO, A. A. J. F. Florística e fitossociologia de um cerrado marginal brasileiro, Parque Estadual de Vaçununga, Santa Rita do Passa Quatro - SP. 1987. 240 f. Dissertação (Mestrado em Biologia Vegetal) - Universidade Estadual de Campinas, Campinas.

_____. *et al.* How rich is the flora of Brazilian cerrados. *Ann. Missouri Bot. Gard.*, Missouri, v. 86, p. 192-224, 1999.

DURIGAN, G.; LEITÃO FILHO, H. de F. Florística e fitossociologia de matas ciliares do oeste paulista. *Rev. Inst. Flor.*, São Paulo, v. 7, n. 2, p. 197-239, 1995.

DURIGAN, G. *et al.* Inventário florístico do cerrado na Estação Ecológica de Assis - SP. *Hoehnea*, São Paulo, v. 26, n. 2, p. 149-172, 1999.

FERRI, M. G. Ecologia dos cerrados. In: FERRI, M. G. (Coord.). *SIMPÓSIO SOBRE O CERRADO*, 4., Brasília, 1976. *Anais...* Belo Horizonte: Livraria Itatiaia; São Paulo: EDUSP, 1977. p. 15-36.

FURLANI, G. M. *O município de Casa Branca*. São Paulo: Imprensa Oficial, 1987. 72 p.

GIANNOTTI, E. *Composição florística e estrutura fitossociológica da vegetação de cerrado e mata ciliar da Estação Experimental de Itirapina*. 1988. 198 f. Dissertação (Mestrado em Biologia Vegetal) - Universidade Estadual de Campinas, Campinas.

GOODLAND, R. *An ecological study of the cerrado vegetation of South-Central Brazil*. 1969. 224 f. (Thesis) - McGill University, Montreal.

GOODLAND, R. Análise ecológica da vegetação do cerrado. Tradução Eugenio Amado. In: GOODLAND, R.; FERRI, M. G. (Coord.). *Ecologia do cerrado*. Belo Horizonte: Ed. Itatiaia; São Paulo: Ed. da USP, 1979. p. 61-186. (Reconquista do Brasil, v. 52).

IVANAUSKAS, N. M.; RODRIGUES, R. R.; NAVE, A. G. Fitossociologia de um trecho de floresta estacional semidecidual em Itatinga, São Paulo, Brasil. *Scientia Forestalis*, Piracicaba, n. 56, p. 83-99, 1999.

LEITÃO FILHO, H. de F. A flora arbórea dos cerrados do Estado de São Paulo. *Hoehnea*, São Paulo, v. 19, n. 1/2, p. 151-163, 1992.

_____. *et al.* Estudos de ecologia da mata ciliar dos rios Moji Guaçu e Peixe - UHE Moji Guaçu - SP. Campinas: Parque Ecológico da UNICAMP/FUNDET/CESP, 1994. 73 p. (Relatório de Atividades).

LEPSCH, I. F. Solos - formação e conservação. São Paulo: Editora Melhoramentos/EDUSP, 1977. 160 p.

MUELLER-DOMBOIS, D.; ELLENBERG, H. *Aims and methods of vegetation ecology*. New York: John Wiley and Sons, 1974. 547 p.

PIELOU, E. C. *Ecology diversity*. New York: John Wiley and Sons, 1975. 325 p.

RAIJ, B. van *et al.* *Recomendações de adubação e calagem para o Estado de São Paulo*. Campinas: Instituto Agrônômico, 1985. 107 p. (Boletim Técnico, 100).

TOLEDO FILHO, D. V. de *et al.* Estudo fitossociológico em uma área de cerrado com transição para mata no município de Casa Branca - SP.

SÃO PAULO (Estado). Secretaria do Meio Ambiente. **Cerrado: bases para a conservação e uso sustentável das áreas de cerrado do Estado de São Paulo.** São Paulo: Secretaria do Meio Ambiente, 1997. 113 p. (Série PROBIO/SP).

SERRA FILHO, R. *et al.* **Levantamento da cobertura vegetal natural e do reflorestamento no Estado de São Paulo.** São Paulo: Instituto Florestal, 1975. 53 p. (Bol. Técn. IF, 11).

SHEPHERD, G. J. **Fitopac 1; manual do usuário.** Campinas: Departamento de Botânica, Universidade Estadual de Campinas, 1996. (Apostila).

TOLEDO FILHO, D. V. de. **Composição florística e estrutura fitossociológica da vegetação de cerrado no município de Luís Antonio (SP).** 1984. 94 f. Dissertação (Mestrado em Biologia Vegetal) - Universidade Estadual de Campinas, Campinas.

VEIGA, A. A. **Balanços hídricos das dependências da Divisão de Florestas e Estações Experimentais.** São Paulo: Instituto Florestal, 1975. 33 p. (Mimeografado).

ESTIMATIVAS DE GANHOS NA SELEÇÃO EM POPULAÇÕES DE *Cariniana legalis* (Mart.) O. Ktze. INCORPORANDO INFORMAÇÕES DO SISTEMA DE REPRODUÇÃO*

Alexandre Magno SEBBENN**

Paulo Yoshio KAGEYAMA***

Antonio Carlos Scatena ZANATTO**

RESUMO

As estimativas de herdabilidades e ganhos esperados na seleção em populações de *Cariniana legalis* (Mart.) O. Ktze. foram comparadas para os modelos de cruzamentos aleatórios (MI), misto com parentesco na geração parental (MS: $\hat{\theta} \neq 0$) e misto sem parentesco (MS: $\hat{\theta} = 0$), objetivando o melhoramento e a conservação genética *ex situ*. O ensaio foi instalado em dois locais do Estado de São Paulo, no delineamento de blocos de famílias compactas, a partir de 55 progênies procedentes de três populações naturais. Foram mensurados quatro caracteres quantitativos, forma do fuste, DAP, altura total e volume cilíndrico, aos 17 anos de experimentação, e avaliados por isoenzimas aproximadamente 1/3 dos indivíduos ensaiados. Determinou-se que *C. legalis* é de sistema misto, com predominância de cruzamentos (t_m variando de 0,910 a 1,0), ocorrendo também cruzamentos entre aparentados e biparentais, resultando em progênies compostas por misturas de meios-irmãos, irmãos-completos e irmãos de autofecundação. Foram detectadas variâncias genéticas significativas entre progênies/populações para todos os caracteres. As estimativas de herdabilidades e os ganhos esperados na seleção apresentaram-se superestimados no modelo aleatório, em comparação ao modelo misto com e sem parentesco. A superestimativa dos ganhos foi de 17% em relação ao modelo cruzamentos misto com parentesco e 20% em relação ao modelo misto sem parentesco. Isto mostra a importância de incorporar informações do sistema de reprodução nas estimativas de parâmetros genéticos por caracteres quantitativos em espécies de reprodução mista.

Palavras-chave: *Cariniana legalis*; teste de progênies e populações; eletroforese de isoenzimas; sistema de reprodução; parâmetros genéticos; melhoramento florestal.

ABSTRACT

Estimations of heritabilities and genetic gains from random outcrossing model (MI), mixed with kinship model (MS: $\hat{\theta} \neq 0$) and mixed without kinship model (MS: $\hat{\theta} = 0$) were compared in populations of *Cariniana legalis* (Mart.) O. Ktze., aiming the improvement and *ex situ* conservation genetics. The trial was implanted in two localities of São Paulo State, at compact family block design, with 55 families from three natural populations. They were measured four quantitative traits, stem shape, DBH, height, and cylindrical volume, at 17 years of experimentation and evaluated by isozymes, approximately 1/3 of all individuals assayed. *C. legalis* is preferentially cross pollinated (t_m varying at 0.910 to 1.0), but it practices some preferential and biparental outcrossing. Thus, the families are mixed of half-sib, full-sib and selfing. It was detected significant genetic variation among progeny within population. The heritabilities and genetic gain estimated from random model showed overestimation. Genetic gain estimation were overestimated in approximately 17% when random mating model was utilized in relation to mixed mating with kinship model and 20% in relation to mixed mating without kinship model. This showed the importance of mating system information in the estimation of quantitative genetic parameters from mixed mating system species.

Key words: *Cariniana legalis*; progenies and population trials; isozymes electrophoresis; mating system; genetic parameters; genetic forest improvement.

(*) Aceito para a publicação em junho de 2002.

(**) Instituto Florestal, Caixa Postal 1322, 01059-970, São Paulo, SP, Brasil.

(***) ESALQ/USP, Departamento de Ciências Florestais, Av. Pádua Dias, 15, 13418-900, Piracicaba, SP, Brasil.

1 INTRODUÇÃO

A utilização de progênies de polinização aberta tem sido muito difundida em programas de melhoramento genético florestal devido à facilidade, baixo custo e rapidez de obtenção. Em tal situação, assume-se que os cruzamentos são aleatórios e os coeficientes de herdabilidade podem ser estimados admitindo que covariância genética entre plantas dentro de progênies ($COV_g = 2\theta_{xy}\sigma_A^2$) estima $1/4$ da variância genética aditiva. Isto é verdade apenas quando os genitores não forem aparentados e endogâmicos, não ocorrer autofecundação e todas as plantas de uma progênie forem geradas por pólen de diferentes pais, sendo sua relação de parentesco de meios-irmãos ($\theta_{xy} = 0,125$). Essas pressuposições dificilmente são satisfeitas na natureza e a covariância genética real entre progênies deve ser maior que $1/4$ (Namkoong, 1966; Squillace, 1974). Os desvios dos cruzamentos aleatórios são causados por misturas de cruzamentos e autofecundação (sistema misto), cruzamentos biparentais, entre aparentados, populações estruturadas em famílias e endogamia na geração parental.

Vários trabalhos derivaram expressões para a estimativa da variância genética e covariância entre parentes em espécies de sistemas mistos de reprodução, podendo-se citar Ghai (1982), Cockerham & Weir (1984) e Ritland (1989). Em espécies arbóreas, o modelo de Cockerham & Weir (1984) tem sido utilizado para estimar o coeficiente de correlação genética aditiva entre indivíduos dentro progênies (r_{xy}) associado à variância genética aditiva (Resende *et al.*, 1995a; Costa *et al.*, 2000). Esse modelo estima a correlação genética aditiva ($r_{xy} = 2\theta_{xy}$), assumindo que a reprodução só ocorre por cruzamentos aleatórios e autofecundações e as progênies constituem misturas de meios-irmãos e irmãos de autofecundação. Como em espécies arbóreas os cruzamentos biparentais são comuns (Bessegat *et al.*, 2000; Millar *et al.*, 2000; Sebbenn *et al.*, 1998, 2000a, b; Seoane *et al.*, 2001), especialmente nas polinizadas por animais, este modelo nem sempre é suficiente. O modelo de Ritland (1989)

estima o coeficiente de correlação genética aditiva

$$\{r_{xy} = \frac{1}{4}(1 + f_p)[4s + (t_m^2 + s t_m^2 r_s)(1 + r_p)]\}$$

assumindo tanto a possibilidade de cruzamentos aleatórios e autofecundações como de cruzamentos biparentais e as progênies podem constituir misturas de meios-irmãos, irmãos-completos e irmãos de autofecundações. Entretanto, para se utilizar esse modelo é necessário estimar os parâmetros do sistema de reprodução a partir de marcadores genéticos codominantes.

Os objetivos deste estudo são comparar as estimativas dos coeficientes de herdabilidade e de ganhos na seleção em populações de *Cariniana legalis* (jequitibá-rosa), assumindo progênies de cruzamentos aleatórios (meios-irmãos: MI), cruzamentos mistos com parentesco na geração parental (MS: $\hat{\theta} \neq 0$) e cruzamentos mistos sem parentesco (MS: $\hat{\theta} = 0$). A espécie possui flores hermafroditas, e não há relatos de autoincompatibilidade, portanto, as sementes podem ser produzidas tanto por cruzamentos como por autofecundações.

2 MATERIAL E MÉTODOS

2.1 Experimentação, Amostragem e Eletroforese de Isoenzimas

O ensaio foi implantado em 1982 na Estação Experimental de Luiz Antonio (EELA) e na Estação Experimental de Pederneiras (EEPE) com progênies de *C. legalis* coletadas em três populações naturais do Estado de São Paulo (TABELA 1). O delineamento experimental adotado foi o de blocos de famílias compactas, com 6 repetições e subparcelas lineares com 5 plantas. O ensaio foi rodeado por uma bordadura de duas linhas da mesma espécie e o espaçamento entre plantas foi o de 3,0 x 2,0 metros. Devido ao pequeno número de mudas produzidas em 5 progênies da população Vassununga, em Pederneiras, esta população foi representada por 22 progênies e em Luiz Antonio por 17. Em Luiz Antonio foi também realizada uma desrama, na idade de 8 anos (1990).

SEBBENN, A. M.; KAGEYAMA, P. Y.; ZANATTO, A. C. S. Estimativas de ganhos na seleção em populações de *Cariniana legalis* (Mart.) O. Ktze. incorporando informações do sistema de reprodução.

TABELA 1 - Características das populações e dos locais de condução dos experimentos, com suas respectivas progênes.

	Número de progênes		Lat. S.	Long. W.	Alt. (m)	Área (ha)	Clima
	EELA	EEPE					
Pop. Campinas	17	17	22°55'	47°03'	681	10	Cwa
Pop. Ibicatu	16	16	22°47'	47°49'	500	76	Cwa
Pop. Vassununga	17	22	21°41'	47°39'	610	191	Cwa
Luiz Antonio	50*	-	21°40'	47°49'	550	1,1	Cwa
Pederneiras	-	55*	22°22'	48°44'	500	1,2	Cwa

Fonte: Ventura *et al.* (1965/1966).

(*) Total de progênes em cada um dos locais de experimentação.

Lat. = latitude; Long. = longitude; Alt. = altitude.

Os ensaios foram avaliados aos 17 anos de idade (1999) para quatro caracteres quantitativos e quatorze locos isoenzimáticos. Os caracteres avaliados foram: forma do fuste (FF), diâmetro à altura do peito (DAP - 1,3 m), altura total (ALT) e volume cilíndrico (VC). Os dados de FF foram obtidos por critérios subjetivos de notas, atribuindo-se: Nota 1 para tronco com defeito muito grave, bifurcado e muito tortuoso; Nota 2 para tronco com defeito grave, bifurcado e com tortuosidade acima da média; Nota 3 para tronco com defeito bastante visível, sem bifurcação e com tortuosidade média; Nota 4 para tronco com defeito pouco visível, sem bifurcação e com tortuosidade abaixo da média, e Nota 5 para tronco sem defeito, bifurcação e tendendo a retidão ou reto. A caracterização isoenzimática foi realizada com amostras de tecidos foliares de 1.232 árvores (39,1% do total de plantas ensaiadas), amostradas em ambos os ensaios, procurando-se caracterizar, em média 20 plantas por progênie. A eletroforese foi a horizontal, conduzida em gel de 2/3 de amido de milho (penetrose 30) a 13% combinado com 1/3 de amido de batata (Sigma). As isoenzimas reveladas foram: Fosfatase ácida (ACP-E.C. 3.1.3.2), Alfa-Esterase (α -EST-E.C. 3.1.1.1), 6-Fosfogluconato desidrogenase (PGDH-E.C. 1.1.1.44), Fosfogluco isomerase (PGI-E.C. 5.3.1.9), Isocitrato desidrogenase (IDH-E.C. 1.1.1.42), Malato desidrogenase (MDH-E.C. 1.1.1.37),

Peroxidase (PO-E.C. 1.11.1.7), Xiquimato desidrogenase (SKDH-E.C. 1.1.1.25) e Glucose-6-fosfato desidrogenase (G6PDH-E.C. 1.1.1.49). A técnica de eletroforese e coloração das isoenzimas seguiu Alfenas (1998).

2.2 Análise Estatística

O sistema de reprodução das populações de *C. legalis* foi analisado pelo modelo de cruzamento misto de Ritland & Jain (1981), com o auxílio do programa "Multilocus MLTR" de Ritland (1994)*. Foram estimadas a taxa de cruzamento multilocos (\hat{t}_m), a taxa de cruzamento unilocos (\hat{t}_s), a taxa de cruzamento entre aparentados ($\hat{t}_m - \hat{t}_s$), as frequências alélicas dos óvulos e do pólen (o e p), a correlação de paternidade (\hat{r}_p) e a correlação de cruzamentos (\hat{r}_s). As frequências alélicas dos óvulos foram assumidas como representativas das frequências alélicas das populações naturais de origem do material. Com isso, foi possível calcular o coeficiente de parentesco ($\hat{\theta}$) entre as árvores matrizes que deram origem às sementes, pela divergência genética entre populações, \hat{F}_{ST} , com base em Nei (1977).

(*) RITLAND, K. Multilocus mating system program MLTR: version 1.1. Canada: University of Toronto, 1994. (Não publicado).

SEBBENN, A. M.; KAGEYAMA, P. Y.; ZANATTO, A. C. S. Estimativas de ganhos na seleção em populações de *Cariniana legalis* (Mart.) O. Ktze. incorporando informações do sistema de reprodução.

A análise da variância individual para os locais foi realizada conforme o modelo estatístico:

$$Y_{ijk} = m + t_i + b_j + (tb)_{ij} + t'_{k(i)} + e_{ijk}$$

em que: Y_{ijk} = média da progênie k , na população i , no bloco j ; m = média geral do caráter nas populações; t_i = efeito aleatório da população i ($i = 1, 2, \dots, I$); b_j = efeito aleatório do bloco j ($j = 1, 2, \dots, J$); $(tb)_{ij}$ = erro experimental em nível de parcelas; $t'_{k(i)}$ = efeito aleatório da progênie k ($k = 1, 2, \dots, K$), dentro da população i ($i = 1, 2, \dots, I$), e e_{ijk} = efeito do erro em nível de subparcela.

A análise de variância conjunta para locais foi realizada considerando-se apenas as progênies comuns aos dois locais de ensaio (50 progênies). O modelo estatístico utilizado, considerando-se locais como efeito fixo e populações e progênies como efeito aleatório, foi:

$$Y_{ijkl} = m + t_i + l_l + b_{jl} + (tl)_{il} + (tb)_{ij(l)} + t'_{k(i)} + (t'l)_{kl(i)} + e_{ijkl}$$

em que: Y_{ijkl} = valor da progênie k , no bloco j , na população i , no local l ; m = média geral do caráter nas populações; t_i = efeito aleatório da população i ($i = 1, 2, \dots, I$); l_l = efeito fixo de locais l ($l = 1, 2, \dots, L$); b_{jl} = efeito aleatório do bloco j ($j = 1, 2, \dots, J$), dentro do local l ; $(tl)_{il}$ = efeito da interação da população i no local l ; $(tb)_{ij(l)}$ = erro experimental em nível de parcelas; $t'_{k(i)}$ = efeito aleatório da progênie k ($k = 1, 2, \dots, K_i$), dentro da população i ; $(t'l)_{kl(i)}$ = efeito da interação de progênies/população por locais, e e_{ijkl} = efeito do erro em nível de subparcela. A variância fenotípica dentro das subparcelas ($\hat{\sigma}_d^2$) foi obtida pela média ponderada dos quadrados médios dentro das subparcelas. A decomposição da interação em partes simples e complexa foi obtida de acordo com Cruz & Regazzi (1997). Para a análise da variância do caráter FF, as notas foram transformadas em nível de plantas para $\sqrt{x_i + 0,5}$ (Steel & Torrie, 1980), sendo x a nota dada à árvore i .

A variância genética aditiva ($\hat{\sigma}_A^2$) foi estimada para três modelos: a) modelo aleatório (MI); b) modelo misto com parentesco na geração parental (MS: $\hat{\theta} \neq 0$), e c) modelo misto sem parentesco (MS: $\hat{\theta} = 0$), sendo $\hat{\theta}$ o coeficiente de parentesco da geração parental. O modelo a pressupõe que as progênies são meios-irmãos e a variância genética aditiva é estimada por:

$\hat{\sigma}_A^2 = 4\hat{\sigma}_p^2$ (Namkoong, 1966), em que $\hat{\sigma}_p^2$ é a variância genética entre progênies. Os modelos b e c admitem que as progênies foram geradas por misturas de cruzamentos aleatórios, cruzamentos biparentais e autofecundações, sendo as progênies misturas de meios-irmãos (MI), irmãos-completos (IC) e irmãos de autofecundação (IA). Para os modelos b e c também admitiu-se que a taxa de autofecundação foi constante em todos os cruzamentos individuais. A $\hat{\sigma}_A^2$ foi estimada para os modelos mistos (b e c), por:

Modelo b : $\hat{\sigma}_A^2 = \hat{\sigma}_p^2 / (\hat{r}_{xy} - \hat{r}_{pp})$ (Squillace, 1974)

Modelo c : $\hat{\sigma}_A^2 = \hat{\sigma}_p^2 / \hat{r}_{xy}$ (Ritland, 1989)

sendo,

$$\hat{r}_{xy} = \frac{1}{4} (1 + \hat{f}_p) [4\hat{s} + (\hat{t}_m^2 + \hat{s}\hat{t}_m\hat{r}_s)(1 + \hat{r}_p)]$$

(Ritland, 1989)

em que: \hat{r}_{xy} = é o coeficiente de correlação genética aditiva entre plantas dentro de progênies; \hat{r}_{pp} é o coeficiente de correlação genética aditiva entre os parentais, estimado por $\hat{r}_{pp} = 2\hat{F}_{ST}$; \hat{F}_{ST} é o coeficiente de parentesco entre os genitores; \hat{f}_p é o coeficiente de endogamia da geração parental; \hat{s} é a taxa de autofecundação; \hat{t}_m é a taxa de cruzamento multilocos; \hat{r}_s é a correlação de autofecundação, e \hat{r}_p é a correlação de paternidade.

Os coeficientes de herdabilidade entre progênies (\hat{h}_f^2), individual dentro de progênies (\hat{h}_d^2), individual nos blocos (\hat{h}_b^2) e entre subparcelas (\hat{h}_p^2) foram estimados de acordo com Resende & Higa (1994). As correlações genéticas, ambientais e fenotípicas foram obtidas de acordo com Falconer (1987) e o tamanho efetivo populacional de acordo com Vencovsky (1978): $\hat{N}_e = 4m\bar{n} / [3 + \bar{n} + (\hat{\sigma}_n^2 / \bar{n})]$, em que, m é o número de progênies selecionadas e \bar{n} e $\hat{\sigma}_n^2$ são a média e a variância no número de plantas selecionadas por progênie, respectivamente.

SEBBENN, A. M.; KAGEYAMA, P. Y.; ZANATTO, A. C. S. Estimativas de ganhos na seleção em populações de *Cariniana legalis* (Mart.) O. Ktze. incorporando informações do sistema de reprodução.

Os ganhos preditos na seleção, para o caráter DAP, foram estimados pelo índice de seleção multi-efeito, I (Resende & Higa, 1994):

$$I = \hat{h}_d^2 (Y_{jkz} - \bar{Y}_{jk}) + \hat{h}_f^2 (\bar{Y}_{.k} - \bar{Y}_{...}) + \hat{h}_p^2 (\bar{Y}_{jk.} - \bar{Y}_{.k.} - \bar{Y}_{j..} + \bar{Y}_{...}) + \hat{h}_b^2 (\bar{Y}_{j..} - \bar{Y}_{...})$$

em que: Y_{jkz} = valor fenotípico do indivíduo z , na progênie k , no bloco j ; $\bar{Y}_{...}$ = efeito da média geral do caráter; $\bar{Y}_{.k.}$ = média da progênie k no ensaio; $\bar{Y}_{j..}$ = média do bloco j no ensaio, e $\bar{Y}_{jk.}$ = média da progênie k no bloco j . Os ganhos genéticos referem-se à média dos valores genéticos dos indivíduos selecionados para o índice. O intervalo de confiança do ganho genético e a estimativa da acurácia foram obtidos segundo Resende *et al.* (1995b).

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A taxa de cruzamento multilocos (\hat{t}_m) foi alta para as populações e conjunto das populações ($> 0,90$), mostrando que a espécie se reproduz por cruzamento misto com predominância de alogamia (TABELA 2). A taxa de cruzamento unilocos (\hat{t}_s) foi menor que \hat{t}_m em todas as populações (mínimo 0,83), indicando a presença de cruzamentos entre aparentados ($\hat{t}_m - \hat{t}_s$) nas populações (mínimo 0,059). O parentesco médio estimado dentro das populações foi baixo ($\hat{\theta} = 2,3\%$) e o coeficiente de endogamia foi nulo, logo, nas populações existe parentesco ($\hat{\theta} \neq 0$) mas não endogamia ($\hat{f}_o = 0$).

A correlação da estimativa de t (\hat{r}_s) foi baixa (máximo 0,101), revelando que os indivíduos de autofecundação estão aleatoriamente distribuídos nas progênies e não existe a tendência de algumas progênies se reproduzirem mais por autofecundações do que outras. A correlação da estimativa de p (\hat{r}_p) ou a probabilidade de se encontrar indivíduos irmãos-completos dentro

das progênies foi alta (mínimo 0,212), mostrando que ocorreram cruzamentos biparentais e que as progênies são em parte irmãos-completos. Determinou-se que a maior parte das progênies era de meios-irmãos (mínimo 66,9%) e irmãos-completos (mínimo 19,1%) e a menor de irmãos de autofecundações (máximo 9,9%). Em concordância, a estimativa do coeficiente de parentesco entre plantas dentro de progênies ($\hat{\theta}_F$) foi maior que a esperada em progênies de meios-irmãos (0,125). Os cruzamentos entre aparentados e biparentais, combinados com o parentesco detectado entre matrizes violam as pressuposições de cruzamentos aleatórios e ausência de parentesco na geração parental, assumidos em teste de progênies de polinização aberta.

Em progênies de meios-irmãos retiradas de populações em Equilíbrio de Hardy-Weinberg (EHW), a covariância genética entre indivíduos dentro de progênies ($COV_p = \sigma_p^2$) estima $1/4$ da

variância genética aditiva (σ_A^2). Se ocorrerem autofecundações e cruzamentos biparentais a covariância dentro de progênies redistribui os efeitos aditivos entre e dentro de progênies e incorpora outros efeitos, como a variância genética de dominância (σ_D^2), covariância dos efeitos aditivos e de dominância dos homozigotos (D_1), variância genética dos efeitos de dominância dos homozigotos (D_2) e efeitos da depressão por endogamia elevada ao quadrado (\bar{H}). Mesmo que as espécies sejam perfeitamente alógamas ($\hat{t}_m = 1,0$), mas ocorram cruzamentos biparentais, a covariância genética entre progênies já redistribui σ_A^2 entre e dentro de progênies e estima parte dos efeitos aditivos e parte dos efeitos de dominância. A redistribuição da σ_A^2 entre e dentro de progênies e a incorporação da σ_D^2 levam às superestimativas na σ_A^2 , coeficientes de herdabilidade e ganhos esperados na seleção, quando estimadas como progênies de meios-irmãos.

TABELA 2 - Estimativas dos parâmetros do sistema de reprodução e parentesco em populações de *C. legalis*.

	Populações			
	Campinas	Ibicatu	Vassununga	Conjunta
\hat{t}_s	0,899	0,916	0,830	0,941
\hat{t}_m	0,990	0,976	0,901	0,995
$\hat{t}_m - \hat{t}_s$	0,091	0,059	0,070	0,053
\hat{r}_s	0,101	0,093	0,076	0,101
\hat{r}_p	0,324	0,295	0,212	0,347
$\hat{P}_{MI} = \hat{t}_m (1 - \hat{r}_p)$	0,669	0,688	0,710	0,650
$\hat{P}_{IC} = \hat{r}_p \hat{t}_m$	0,321	0,288	0,191	0,345
$\hat{P}_{IS} = \hat{s}$	0,001	0,024	0,099	0,005
$\hat{\theta} = \hat{F}_{ST}$	0,023	0,023	0,023	0,023
\hat{f}_o	0	0	0	0
\hat{r}_{xy}	0,335	0,333	0,347	0,339
$\hat{\theta}_F$	0,131	0,148	0,155	0,139

Nota: \hat{t}_s = taxa de cruzamento unilocos; \hat{t}_m = taxa de cruzamento multilocos; $\hat{t}_m - \hat{t}_s$ = taxa de cruzamento entre aparentados; \hat{r}_s = correlação de autofecundação; \hat{r}_p = correlação de paternidade; \hat{P}_{MI} = proporção de meios-irmãos; \hat{P}_{IC} = proporção de irmãos-completos; \hat{P}_{IS} = proporção de irmãos de autofecundação; $\hat{\theta}$ = parentesco na geração parental; \hat{f}_o = coeficiente de endogamia na geração parental; \hat{r}_{xy} = coeficiente de correlação genética aditiva; $\hat{\theta}_F$ = parentesco dentro das progênies.

O teste F da análise de variância individual e conjunta para locais não revelou diferenças genéticas significativas entre populações para os quatro caracteres avaliados, com exceção da forma do fuste (FF) na EEPE (TABELA 3). Um estudo preliminar da distribuição da variação genética entre e dentro das populações determinou, para a média dos locais, que no máximo 13% da variação genética do

caráter volume cilíndrico encontravam-se entre as populações (Sebbenn *et al.*, 2001). Para o DAP e a altura os autores não observaram valores superiores a 1%. A ausência de variação genética e as baixas divergências genéticas detectadas entre populações para os caracteres quantitativos permitem tratar as populações como uma só e selecionar com base na variação genética entre progênies das três populações.

SEBBENN, A. M.; KAGEYAMA, P. Y.; ZANATTO, A. C. S. Estimativas de ganhos na seleção em populações de *Cariniana legalis* (Mart.) O. Ktze. incorporando informações do sistema de reprodução.

TABELA 3 - Significância do teste F para os quadrados médios (QM) da análise de variância individual e conjunta para locais e decomposição da interação genótipo ambiente em parte simples (S) e complexa (C), em três populações de *C. legalis*.

Fonte de variação	GL	QM			
		FF	DAP (cm)	ALT (m)	VC (m³)
EELA-Luiz Antonio ¹					
Populações (Pop.)	2	0,0829	38,8504	21,8880	0,0415
Progênes/Pop.	47	0,0554**	11,7726**	5,9904**	0,0186**
Resíduo	235	0,0284	5,6807	3,0448	0,0105
Média LA		1,92 ± 0,31	13,49 ± 5,00	12,26 ± 3,42	0,230 ± 0,215
EEPE-Pederneiras ¹					
Populações (Pop.)	2	0,6470*	55,6853	9,9185	0,0360
Progênes/Pop.	52	0,0608**	8,4449**	2,9173**	0,0057**
Resíduo	260	0,0277	3,8094	1,3193	0,0028
Média PE		1,83 ± 0,29	13,11 ± 4,29	10,79 ± 2,47	0,182 ± 0,106
Análise conjunta ^a					
Locais (L)	1	0,3216**	5,2316**	77,5390**	0,0677**
Populações (P)	2	0,0292	4,4005	1,0262	0,0035
Prog./Pop. (F/P)	47	0,0679*	14,2722**	5,2839*	0,0149**
L x F/P	47	0,0453**	5,9881	3,1505*	0,0093*
Resíduo	470	0,0246	4,7971	2,1690	0,0067
S	50	3,7%	98,6%	91,4%	1,0%
C	50	96,3%	1,4%	8,6%	99,0%

FF = forma do fuste; DAP = diâmetro à altura do peito; ALT = altura; VC = volume cilíndrico.

(1) Locais de experimentação.

(a) Utilizaram-se apenas os tratamentos que eram comuns aos dois ensaios.

(*) $P \leq 0,05$.

(**) $P \leq 0,01$.

Para progênes/populações foram detectadas diferenças genéticas significativas pelo teste F (1%), em todos os caracteres, mostrando a possibilidade de progressos genéticos com a seleção entre progênes. Contudo, foram observadas interações do tipo progênes/populações x locais para FF (1%), ALT (5%) e VC (5%). Para o FF e o VC as interações foram do tipo complexa e para ALT do tipo simples. A interação genótipo x ambiente, do tipo complexa, refere-se ao comportamento diferencial dos genótipos em relação aos ambientes e, portanto, a interação detectada pode trazer dificuldades na seleção de progênes para os caracteres FF e VC.

O crescimento médio dos caracteres foi maior na EEPE, demonstrando que este local apresenta características edafoclimáticas mais favoráveis

à adaptação, desenvolvimento e aptidão para o reflorestamento com *C. legalis*. A melhor performance das populações de *C. legalis* na EELA pode ser atribuída à melhor qualidade do solo (Latossolo Roxo), relativamente ao solo da EEPE (Latossolo Amarelo) e a desrama realizada na EELA aos oito anos de experimentação.

As estimativas das herdabilidades obtidas para os diferentes modelos e métodos de seleção, variaram entre e dentro de locais e entre caracteres (TABELA 4). Pedemeiras, de modo geral, apresentou as maiores estimativas, sugerindo a possibilidade de maiores ganhos com a seleção. A herdabilidade em nível de média de progênes (\hat{h}_f^2) foi maior que as demais herdabilidades para todos os caracteres, evidenciando que a seleção entre progênes pode trazer os maiores progressos em relação aos outros níveis de seleção.

TABELA 4 - Coeficiente de herdabilidade no sentido restrito dentro de progênies (\hat{h}_d^2), entre progênies (\hat{h}_f^2), entre subparcelas (\hat{h}_p^2) e individual dentro de blocos (\hat{h}_b^2), assumindo progênies de meios-irmãos (MI), progênies de reprodução mista com parentesco na geração parental (MS; $\hat{\theta} \neq 0$) e sem parentesco (MS; $\hat{\theta} = 0$).

		FF		DAP		ALT		VC	
		Progênies		EELA	EEPE	EELA	EEPE	EELA	EEPE
\hat{h}_d^2	MI			0,0389	0,2492	0,0764	0,1969	0,1892	0,2522
	MS; $\hat{\theta} \neq 0$			0,0309	0,1998	0,0605	0,1579	0,1499	0,2022
	MS; $\hat{\theta} = 0$			0,0288	0,1861	0,0564	0,1470	0,1397	0,1883
\hat{h}_f^2	MI			0,1496	0,5481	0,3245	0,5457	0,5496	0,5411
	MS; $\hat{\theta} \neq 0$			0,1450	0,5298	0,3145	0,5274	0,5328	0,5231
	MS; $\hat{\theta} = 0$			0,1438	0,5247	0,3120	0,5224	0,5284	0,5180
\hat{h}_p^2	MI			0,0358	0,2500	0,0614	0,1674	0,1618	0,2608
	MS; $\hat{\theta} \neq 0$			0,0259	0,1840	0,0444	0,1232	0,1170	0,1919
	MS; $\hat{\theta} = 0$			0,0233	0,1656	0,0400	0,1109	0,1054	0,1728
\hat{h}_b^2	MI			0,0193	0,1331	0,0511	0,1320	0,1205	0,1299
	MS; $\hat{\theta} \neq 0$			0,0138	0,0980	0,0364	0,0971	0,0858	0,0956
	MS; $\hat{\theta} = 0$			0,0126	0,0882	0,0333	0,0874	0,0785	0,0860

EELA = Estação Experimental de Luiz Antonio; EEPE = Estação Experimental de Pederneiras.
FF = forma do fuste; DAP = diâmetro à altura do peito; ALT = altura; VC = volume cilíndrico.

Apesar das estimativas das herdabilidades para o modelo aleatório (MI) não serem altas, estavam superestimadas. As herdabilidades decresceram do modelo aleatório (MI), para o modelo de cruzamentos mistos com parentesco (MS; $\hat{\theta} \neq 0$) e sem parentesco (MS; $\hat{\theta} = 0$). As maiores superestimativas foram apresentadas para as herdabilidades dentro de progênies (\hat{h}_d^2), em nível de subparcelas (\hat{h}_p^2) e individual dentro de blocos (\hat{h}_b^2). Em relação ao modelo misto com parentesco (MS; $\hat{\theta} \neq 0$), a superestimativa foi de aproximadamente 26% e em relação ao modelo misto sem parentesco (MS; $\hat{\theta} = 0$) de 33%. A herdabilidade em nível de média de progênies (\hat{h}_f^2)

praticamente não foi afetada pela correção efetuada pelos parâmetros do sistema de reprodução e parentesco entre matrizes. A superestimativa de \hat{h}_f^2 não foi superior a 5%. Comportamento semelhante foi observado por Costa *et al.* (2000), comparando as estimativas de herdabilidade para produção de borracha em *Hevea brasiliensis*, pelo modelo aleatório com o modelo misto completo (assumindo efeitos aditivos e de dominância na variância genética entre progênies) e o modelo misto aditivo (assumindo apenas efeitos aditivos). Os autores observaram superestimativas de até 18,7% entre os modelos aleatório e o misto aditivo. O modelo misto usado por Costa *et al.* (2000) é o modelo de Cockerham & Weir (1984), o qual admite que progênies de reprodução mista são compostas por

misturas de meios-irmãos e irmãos de autofecundação, excluindo as progênie de irmãos-completos e corrigindo os coeficientes dos componentes quadráticos apenas para a taxa de autofecundação. No caso da *C. legalis*, este modelo não teria efeito. A taxa de cruzamento estimada para o conjunto das populações foi praticamente 1,0 (TABELA 2), logo, as estimativas seriam próximas às obtidas para o modelo aleatório. O modelo misto de Ritland (1989), utilizado para a *C. legalis*, é mais completo e admite como sistema misto não só a presença de autofecundações, mas também a de cruzamentos biparentais, podendo as progênie constituir misturas de meios-irmãos, irmãos-completos e irmãos de autofecundação. Verifica-se, assim, que não basta a taxa de cruzamento ser 1,0 para as estimativas das herdabilidades estarem corretas. É importante, também, conhecer a proporção de cada tipo de progênie. Estudos preliminares do sistema de reprodução, via marcadores genéticos codominantes (isoenzimas, RFLP e SSR), podem fornecer parâmetros adequados para a estimativa correta da variância genética aditiva, herdabilidades e ganhos na seleção, em espécies de sistema misto.

As correlações genéticas entre os caracteres foram positivas e, na maioria das situações, altas, em ambos os locais de ensaio,

evidenciando a possibilidade de ganhos indiretos em um caráter com a seleção em outro (TABELA 5). As maiores correlações genéticas foram observadas entre os caracteres DAP, ALT e VC, e as menores para o FF, prevendo que a seleção em um caráter de crescimento leva simultaneamente a ganhos indiretos no outro. O FF, de modo geral, apresentou as menores correlações genéticas com os caracteres de crescimento, porém, seus valores foram positivos (mínimo 0,37) e significativos, indicando também a possibilidade de ganhos indiretos a partir da seleção em outros caracteres. As correlações ambientais foram altas e significativas entre os caracteres para a maioria das estimativas, mostrando que melhores características ambientais beneficiam o desempenho dos caracteres. As correlações fenotípicas comportaram-se semelhantes às correlações ambientais, revelando que os caracteres são muito influenciados pelos efeitos ambientais e que a seleção somente com base em observações fenotípicas pode redundar em menor eficiência seletiva.

Como o DAP está altamente correlacionado com os demais caracteres, e este é de fácil mensuração, e ainda, pelo fato de que a madeira da *C. legalis* é principalmente indicada às serrarias (Carvalho, 1994), este caráter foi escolhido como objeto da seleção.

TABELA 5 - Correlações genéticas (\hat{r}_g), ambientais (\hat{r}_e) e fenotípicas (\hat{r}_f) entre caracteres, em *C. legalis* na E.E. de Luiz Antonio (EELA) e E.E. de Pederneiras (EEPE).

	EELA			EEPE		
	\hat{r}_g	\hat{r}_e	\hat{r}_f	\hat{r}_g	\hat{r}_e	\hat{r}_f
FF x DAP	0,54**	0,60**	0,60**	0,69**	0,07*	0,12**
FF x ALT	0,84**	0,74**	0,74**	0,58**	0,14**	0,18**
FF x VC	0,37**	0,51**	0,51**	0,72**	0,05	0,10**
DAP x ALT	0,75**	0,85**	0,85**	0,77**	0,79**	0,79**
DAP x VC	0,96**	0,93**	0,93**	1,00**	0,93**	0,94**
ALT x VC	0,64**	0,80**	0,80**	0,85**	0,78**	0,78**

(*) $P \leq 0,05$.

(**) $P \leq 0,01$.

Os ganhos preditos na seleção (\hat{G}_S) foram altos, mas variaram entre os modelos e os locais (TABELA 6). Pederneiras apresentou os maiores ganhos (mínimo 8,5%), as maiores acurácias seletivas (\hat{r}_A) e os menores intervalos de confiança dos ganhos. Os ganhos preditos foram praticamente o dobro na EEPE, comparativamente aos observados na EELA. Os maiores ganhos na EEPE foram causados pelo maior número de progênies ensaiadas (55) e maior variação genética, como detectado pelas estimativas de herdabilidade para o caráter DAP (TABELA 4). As acurácias

foram médias, $0,3 \geq \hat{r}_A \leq 0,7$ (Resende, 1997) sugerindo razoável predição nos valores genéticos dos indivíduos e progressos genéticos com a seleção.

A intensidade de seleção aplicada foi baixa porque o principal objetivo do ensaio era a conservação genética *ex situ*. Por isso, foram mantidas na seleção 82% das progênies ensaiadas na EELA e 85% na EEPE. A seleção dentro de progênies foi mais intensa, mantendo-se no máximo três plantas de uma mesma progênie, em diferentes blocos, a fim de minimizar a probabilidade de cruzamentos entre parentes.

TABELA 6 - Progressos genéticos esperados na seleção (\hat{G}_S) e acurácia seletiva (\hat{r}_A) para o caráter DAP, em diferentes estruturas de progênies e tamanho efetivo (\hat{N}_e) da população selecionada, em *C. legalis*, em dois locais de ensaio.

	EELA			EEPE		
	\hat{G}_S (%)	\hat{r}_A	\hat{N}_e	\hat{G}_S (%)	\hat{r}_A	\hat{N}_e
MI	6,0 (3,5 a 8,4)	0,3628	73,8	11,0 (8,1 a 13,9)	0,5157	84,9
MS; $\hat{\theta} \neq 0$	4,9 (2,8 a 7,0)	0,3690	---	9,0 (6,5 a 11,5)	0,5043	---
MS; $\hat{\theta} = 0$	4,6 (2,5 a 6,8)	0,3659	---	8,5 (5,9 a 11,1)	0,5047	---

(): Intervalo de confiança da estimativa do ganho, a 95% de probabilidade.
EELA = Estação Experimental de Luiz Antonio: seleção de 108 árvores em 41 progênies.
EEPE = Estação Experimental de Pederneiras: seleção de 123 árvores em 47 progênies.
MS; $\hat{\theta} \neq 0$: modelo de reprodução mista com parentesco na geração parental.
MS; $\hat{\theta} = 0$: modelo de reprodução mista sem parentesco na geração parental.

O tamanho efetivo após a seleção manteve-se alto (mínimo 74) e é suficiente para manter a variabilidade genética conservada no curto prazo por aproximadamente 10 gerações (Frankel & Soulé, 1981; Yanchuk, 2001). Apesar da seleção reduzir o tamanho efetivo do banco de conservação, traz a vantagem de produzir sementes de *C. legalis* com base genética ampla, para fins de reflorestamentos ambientais, aumentando ganhos, evitando o cruzamento entre irmãos dentro das subparcelas e mantendo os incrementos dos caracteres. A preservação do banco intacto inviabilizaria a coleta de sementes, devido à geração de endogamia pelo cruzamento entre parentes, retardaria os crescimentos e o ensaio sofreria a perda de indivíduos por seleção natural.

As estimativas dos ganhos esperados na seleção foram superestimadas em aproximadamente

17% em relação ao modelo cruzamentos mistos com parentesco na geração parental e em 20% em relação ao modelo misto sem parentesco. Surles *et al.* (1990) obtiveram superestimativas de ganhos na ordem de 38%, quando progênies de polinização aberta de *Robinia pseudoacacia* foram avaliadas como meios-irmãos. Costa *et al.* (2000) compararam modelos de reprodução e métodos de seleção para a produção de borracha em *Hevea brasilienses*, em três locais de experimentação, também observaram superestimativas nos ganhos genéticos. Para o índice multiefeitos, os autores obtiveram superestimativas de no mínimo 12,6% quando consideraram o modelo aleatório em vez do modelo completo (considera a σ_A^2 e a σ_D^2) e de 20,2% em vez do modelo aditivo (considera apenas a σ_A^2).

Ressalta-se que os modelos de reprodução mista utilizados pelos autores eram os de Cockerham & Weir (1984), conforme já discutido, só consideram a presença de progênies de meios-irmãos e irmãos de autofecundação. Esse modelo não corrigiria expressivamente as estimativas de ganhos em *C. legalis*, dado que a taxa de cruzamento estimada para o conjunto das populações foi praticamente 1,0. Neste caso, o modelo de Ritland (1989) torna-se mais adequado. Contudo, os resultados de Surlles *et al.* (1990), Costa *et al.* (2000) e os aqui obtidos, evidenciam a importância das correções nas estimativas de ganhos, em espécies de reprodução mista, pelos parâmetros do sistema de reprodução.

O termo “reprodução mista” tem sido difundido no melhoramento de plantas como a mistura de cruzamentos aleatórios com autofecundação e o modelo aleatório como progênies de cruzamentos aleatórios. Mesmo em espécies que apresentem autoincompatibilidade ou outros mecanismos que favoreçam às altas taxas de cruzamento (1,0), como a dioécia, é difícil admitir cruzamentos aleatórios em populações naturais e pomares de sementes, em função de vários fatores que interferem no processo de polinização, como: i) assincronismo no florescimento; ii) dispersão restrita de pólen; iii) diferenças na maturidade reprodutiva (é provável que árvores maiores liberem mais pólen do que as menores); iv) baixo número de árvores polinizadoras (populações pequenas), e v) comportamento dos polinizadores visitando árvores próximas (em caso de polinização por animais). Por isso, dificilmente progênies coletadas de polinização aberta serão constituídas exclusivamente de meios-irmãos, sendo muito provável também, a presença de um grande número de irmãos-completos e irmãos de autofecundação. Infelizmente, existem poucas estimativas da correlação de paternidade em espécies arbóreas, dificultando os cálculos das diferentes proporções de progênies coletadas via polinização aberta em populações naturais. Em *Eucalyptus marginata* foi detectado que, em média, 20,2% das progênies eram meios-irmãos, 60,8% irmãos-completos e 19,0% irmãos de autofecundação (Millar *et al.*, 2000). Em várias espécies do gênero *Prosopis*, o mínimo de progênies de irmãos-completos detectados foi de 62% (Bessega *et al.*, 2000).

Em *Tabebuia cassinoides*, aproximadamente 48,6% das progênies eram de meios-irmão, 35,3% irmãos-completos e 16,1% irmãos de autofecundação (Sebbenn *et al.*, 2000b). Em *Esenbeckia leiocarpa* foram detectados que 83,4% das progênies eram irmãos-completos e apenas 12,7% meios-irmãos (Seoane *et al.*, 2001). Nestas espécies, a utilização do modelo aleatório clássico de meios-irmãos, invariavelmente, implicaria em erros nas estimativas dos parâmetros genéticos. Portanto, reforça-se a idéia da necessidade de estimar parâmetros do sistema de reprodução para calcular parâmetros genéticos em programas de melhoramento com espécies florestais, especialmente nas polinizadas por animais.

Finalmente, a seleção dentro de populações e a recombinação entre populações dará origem a um “pomar de sementes por mudas”, do tipo multipopulações. A base genética da nova população será maior que as das populações de origem, aumentando ganhos para os caracteres de valor econômico e servindo como população base de conservação genética *ex situ* e melhoramento.

4 CONCLUSÕES

1. Foram detectadas diferenças genéticas entre populações significativas pelo teste F da análise da variância, somente para o caráter forma do fuste na Estação Experimental de Pederneiras. Para progênies dentro de populações foram observadas diferenças genéticas significativas para todos os caracteres, indicando a possibilidade de progressos genéticos com a seleção entre progênies.
2. As correlações genéticas entre os caracteres foram altas, mostrando que a seleção em um caráter pode trazer ganhos indiretos em outros.
3. Foram detectadas superestimativas altas de ganhos genéticos na seleção quando as progênies foram assumidas como meios-irmãos em vez de sistema misto de reprodução com e sem parentesco, demonstrando a necessidade da inclusão de parâmetros do sistema de reprodução e parentesco populacional nas estimativas de ganhos genéticos em progênies de polinização aberta.

SEBBENN, A. M.; KAGEYAMA, P. Y.; ZANATTO, A. C. S. Estimativas de ganhos na seleção em populações de *Cariniana legalis* (Mart.) O. Ktze. incorporando informações do sistema de reprodução.

5 AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem à técnica de laboratório Elza Martins Ferraz e aos estagiários Fernanda Gosser Brasso e Gabriel Bortoleto Bichuette pelo auxílio nas eletroforeses de isoenzimas; ao técnico em agropecuária Gelson Dias Fernandes, ao estudante de Engenharia Florestal Marcio Fedele (ESALQ/USP) e ao biólogo Fernando Schimith pelo auxílio nos trabalhos de campo e aos dois revisores anônimos pelas excelentes críticas e sugestões no manuscrito. Também agradecem ao CNPq pela concessão da bolsa de doutoramento ao primeiro autor e à FAPESP pelo financiamento do projeto (nº 1998/2448-7).

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALFENAS, S. A. **Eletroforese de isoenzimas e proteínas afins: fundamentos e aplicações em plantas e microorganismos.** Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, 1998. 574 p.

BESSEGA, C. *et al.* Mating system parameters in species of genus *Prosopis* (Leguminosae). **Hereditas**, Lund, v. 132, p. 19-27, 2000.

CARVALHO, P. E. R. **Espécies florestais brasileiras: recomendações silviculturais, potencialidades e uso de madeira.** Colombo: EMBRAPA-CNPq; Brasília, DF: EMBRAPA-SPI, 1994. 640 p.

COCKERHAM, C. C.; WEIR, B. S. Covariances of relatives stemming a population undergoing mixed self and random mating. **Biometrics**, Alexandria, v. 40, p. 157-164, 1984.

COSTA, R. B. da *et al.* Selection and genetic gain in rubber tree (*Hevea*) populations using a mixed mating system. **Genetics and Molecular Biology**, Ribeirão Preto, v. 23, n. 3, p. 671-679, 2000.

CRUZ, C. D.; REGAZZI, A. J. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético.** Viçosa: UFV, 1997. 390 p.

FALCONER, D. S. **Introdução à genética quantitativa.** Viçosa: UFV, 1987. 279 p.

FRANKEL, O. H.; SOULÉ, M. S. **Conservation and evolution.** Cambridge: Cambridge University Press, 1981. 327 p.

GHAJ, G. L. Covariances among relatives in populations under mixed self-fertilization and random mating. **Biometrics**, Alexandria, v. 38, p. 87-92, 1982.

MILLAR, M. A. *et al.* Mating system studies in jarrah, *Eucalyptus marginata* (Myrtaceae). **Australian Journal of Botany**, Melbourne, v. 48, p. 475-479, 2000.

NAMKOONG, G. Inbred effects on estimation of genetic additive variance. **Forest Science**, Bethesda, v. 12, p. 8-13, 1966.

NEI, M. *F*-statistics and analysis of gene diversity in subdivided populations. **Annals of Human Genetics**, New York, v. 41, p. 225-233, 1977.

RESENDE, M. D. V. Avanços da genética biométrica florestal. In: ENCONTRO SOBRE TEMAS DE GENÉTICA E MELHORAMENTO, 14., Piracicaba, 1997. **Anais...** Piracicaba: ESALQ/USP, 1997. p. 20-46.

_____.; HIGA, A. R. Maximização da eficiência de seleção em testes de progênies de *Eucalyptus* através da utilização de todos os efeitos do modelo matemático. **Boletim de Pesquisa Florestal**, Colombo, v. 28, n. 29, p. 37-55, 1994.

_____.; VENCOSKY, R.; FERNANDES, J. S. C. Selection and gain in populations of *Eucalyptus* with a mixed mating system. In: *EUCALYPTUS PLANTATIONS CONFERENCE*, 1995, Hobart. **Proceedings...** Australia: International Union of Forest Research Organizations - IUFRO, 1995a. p. 191-193.

RESENDE, M. D. V. *et al.* Acurácia seletiva, intervalos de confiança e variâncias de ganho genéticos associados a 22 métodos de seleção em *Pinus caribaea* var. *hondurensis*. **Revista Floresta**, Colombo, v. 24, n. 1, p. 35-45, 1995b.

RITLAND, K. Correlated matings in the partial selfer *Mimulus guttatus*. **Evolution**, Lawrence, v. 43, n. 4, p. 848-859, 1989.

_____.; JAIN, S. A model for the estimation of outcrossing rate and gene frequencies using independent loci. **Heredity**, Oxford, v. 47, p. 35-52, 1981.

SEBBENN, A. M.; KAGEYAMA, P. Y.; ZANATTO, A. C. S. Estimativas de ganhos na seleção em populações de *Cariniana legalis* (Mart.) O. Ktze. incorporando informações do sistema de reprodução.

SEBBENN, A. M.; KAGEYAMA, P. Y.; VENCOVSKY, R. Variabilidade genética, sistema reprodutivo e estrutura genética espacial em *Genipa americana* L. através de marcadores isoenzimáticos. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 53, p. 15-30, 1998.

SEBBENN, A. M. *et al.* Taxa de cruzamento em populações de *Cariniana legalis* (Mart.) O. Ktze.: implicações para a conservação e o melhoramento genético. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, n. 58, p. 15-24, 2000a.

SEBBENN, A. M. *et al.* Efeitos do manejo florestal sobre a estrutura genética de caixeta - *Tabebuia cassinoides*, no Vale do Ribeira, SP. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 58, p. 127-143, 2000b.

SEBBENN, A. M.; KAGEYAMA, P. Y.; ZANATTO, A. C. S. Estrutura genética de populações de jequitibá-rosa (*Cariniana legalis*) por caracteres quantitativos e isoenzimas. **Rev. Inst. Flor.**, São Paulo, v. 13, n. 2, p. 121-134, 2001.

SEOANE, C. E. C.; SEBBENN, A. M.; KAGEYAMA, P. Y. Sistema reprodutivo em populações de *Esenbeckia leiocarpa*. **Rev. Inst. Flor.**, São Paulo, v. 13, n. 1, p. 19-26, 2001.

SQUILLACE, A. E. Average genetic correlations among offspring from open-pollinated forest trees. **Silvae Genetica**, Frankfurt, v. 23, p. 149-156, 1974.

STEEL, R. G. D.; TORRIE, J. H. **Principles and procedures of statistics: a biometrical approach**. 2. ed. New York: McGraw-Hill Book, 1980. 633 p.

SURLES, S. E. *et al.* Genetic relatedness in open-pollinated families of two leguminous tree species, *Robinia pseudoacacia* L. and *Gleditsia triacanthos* L. **Theoretical and Applied Genetics**, Berlin, v. 80, p. 49-56, 1990.

VENCOVSKY, R. Effective size of monoecious populations submitted to artificial selection. **Brazil Journal of Genetics**, Ribeirão Preto, v. 1, n. 3, p. 181-191, 1978.

VENTURA, A.; BERENGUT, G.; VICTOR, M. A. M. Características edafoclimáticas das dependências do Serviço Florestal do Estado de São Paulo. **Silvic. S. Paulo**, São Paulo, v. 4, p. 57-139, 1965/1966.

YANCHUK, A. D. A quantitative framework for breeding and conservation of forest tree genetic resources in British Columbia. **Canadian Journal of Forestry Resources**, Edmonton, v. 31, p. 566-576, 2001.

Lilian Lopes DEVITO**

Lázara CORDEIRO***

RESUMO

Verificou-se diferenças no padrão de nodulação de *Chamaecrista desvauxii* (Colladon) Killip em áreas de barranco e de acostamento. Observações realizadas em campo mostraram que havia diferenças no número e tamanho de nódulos entre as plantas que cresciam em área de barranco e aquelas que cresciam em área de acostamento (próximas e distintas da rodovia Engenheiro Wilson Finardi), entre as cidades de Rio Claro e Charqueada (SP). Tendo como base estas observações, foi realizado um experimento para testar a nodulação de *Chamaecrista desvauxii* desenvolvida em solos coletados destas duas áreas, em condições de casa de vegetação. As plantas que cresceram em solo da região de acostamento apresentaram maior quantidade de nódulos, maior teor de nitrogênio na parte aérea e melhores resultados de biomassa da planta.

Palavras-chave: nodulação; *Chamaecrista desvauxii*; Caesalpinioideae; rizóbio; Leguminosae.

1 INTRODUÇÃO

Rizóbios são bactérias capazes de invadir as raízes das plantas leguminosas que iniciam a formação de nódulos contendo os microssimbiontes que fixam nitrogênio. A infecção e o desenvolvimento dos nódulos são altamente específicos e dependem de ambas as partes, bactéria e planta, para serem efetivos (Firmin *et al.*, 1986; Carlson *et al.*, 1993).

A família Leguminosae compõe o terceiro maior grupo do reino vegetal, com 650 gêneros e 20.000 espécies sendo, a maioria, árvores tropicais

ABSTRACT

The pattern of nodulation of *Chamaecrista desvauxii* (Colladon) Killip in very close areas from the highway Engenheiro Wilson Finardi between Rio Claro and Charqueada (ravine area and highway shoulder area) and the results from the greenhouse were compared to those observed in the field. The plants developed in highway shoulder soil presented higher amounts of nitrogen in the shoots and nodules, and best biomass results.

Key words: nodulation; *Chamaecrista desvauxii*; Caesalpinioideae; rhizobia; Leguminosae.

(Doyle, 1994); é também a maior família entre as Angiospermae, depois de Compositae e Orchidaceae (Polhill *et al.*, 1981). As espécies estão distribuídas nas subfamílias Caesalpinioideae, Mimosoideae e Papilionoideae. Esta última é a mais estudada pela suma importância econômica e pelo papel essencial nos sistemas agrícolas de todo o mundo (Polhill *et al.*, 1981), possuindo 5 tribos (13 gêneros diferentes) economicamente importantes (Adams & Pipoly III, 1980). Análises filogenéticas evidenciam que Papilionoideae e Mimosoideae são grupos monofiléticos, enquanto a subfamília Caesalpinioideae constitui um grupo parafilético (Doyle, 1994).

(*) Aceito para publicação em junho de 2002.

(**) Universidade Estadual Paulista, Departamento de Botânica, Campus de Rio Claro, Av. 24-A, 13506-900, Rio Claro, SP, Brasil. E-mail: lilianld@bol.com.br

(***) Universidade Estadual Paulista, Departamento de Botânica, Campus de Rio Claro, Av. 24-A, 13506-900, Rio Claro, SP, Brasil. E-mail: lazarac@ms.rc.unesp.br

Com poucas exceções, a nodulação parece ser geral em Mimosoideae e Papilionoideae (Corby, 1981) e, a aparente baixa capacidade em nodular das Caesalpinioideae é conhecida há muitos anos (Allen & Allen, 1961; Sprent, 2001). Segundo Sutherland & Sprent (1993) a nodulação nas espécies de Caesalpinioideae é rara (23% das espécies analisadas). Corby (1981) e Faria *et al.* (1984) notaram que, em geral, a morfologia e a estrutura dos nódulos nesta subfamília são primitivas, informações estas confirmadas por Naisbitt *et al.* (1992). Um dos gêneros nodulantes de Caesalpinioideae é *Chamaecrista*, cujos nódulos contêm correntes de infecção permanentes (Faria *et al.* 1987; Naisbitt *et al.*, 1992).

O gênero *Cassia*, ao qual *Chamaecrista desvauxii* (Colladon) Killip pertencia anteriormente, foi promovido à subtribo Cassiae por Irwin & Barneby (1982) e, dividido em três gêneros: *Cassia*, *Senna* e *Chamaecrista*. Em adição às características florais, o subgênero anterior *Chamaecrista* pode ser distinguido de *Cassia* e *Senna* por sua aparente capacidade genérica de formar nódulos radiculares fixadores de nitrogênio (Corby, 1981). A planta quando adulta, é um subarbusto com cerca de 1,5 m de altura, com folhas verde-esbranquiçadas, nervação paralela e flores amarelas em inflorescências com duas a três flores axilares. Floresce e frutifica de outubro a janeiro (Garcia, 1992). Segundo Irwin & Barneby (1982) a distribuição geográfica dessa planta vai de Rondônia até a Argentina, passando por Goiás, Mato Grosso, Bahia, Minas Gerais, São Paulo, Paraná e Paraguai, sendo encontrada ao longo de estradas e rios, preferencialmente em áreas que sofreram alteração, podendo ser considerada, portanto, uma espécie ruderal, isto é, que se desenvolve em áreas sob influência antrópica.

C. desvauxii produz nódulos de crescimento indeterminado, do tipo astragalóide e vermelhos internamente, indicativos de eficiência na fixação de nitrogênio (Corby, 1981). Quando comparadas com as exóticas, as variedades brasileiras de *C. desvauxii* variam em muitos aspectos, incluindo o número de bacteróides por unidade de tecido nodular (Faria *et al.*, 1984; Naisbitt *et al.*, 1992), possivelmente resultando em maior eficiência na fixação de nitrogênio (Sprent, 1994).

O objetivo do trabalho foi estudar o desenvolvimento dos nódulos em *C. desvauxii* comparando o padrão de nodulação em duas áreas próximas e distintas, com características físico-químicas diferentes, na rodovia Engenheiro Wilson Finardi.

2 MATERIAL E MÉTODOS

ÁREA DE COLETA - a coleta de sementes e de solo foi feita nos quilômetros 5 a 10 da rodovia Engenheiro Wilson Finardi, sentido Rio Claro-Charqueada (22°24'S e 47°33'W). Foram coletados solos em duas áreas distintas e próximas dessa rodovia: área de acostamento, composta por um solo mais arenoso e área de barranco, composta por um solo mais argiloso, sendo parte deste na forma de rocha ainda em processo de decomposição, conforme análise química e mineralógica (TABELA 1).

PREPARO DAS SEMENTES - sementes desinfestadas (Vincent, 1975; Somasegaran & Hoben, 1985) de *C. desvauxii* foram escarificadas mecanicamente com o auxílio de uma lâmina de aço (Naisbitt *et al.*, 1992) e, em seguida, semeadas dez sementes por saco. Após a germinação foi realizado o desbaste, mantendo-se duas plantas por saco.

PREPARO DO SUBSTRATO - o experimento foi composto de quatro tratamentos com cinco repetições por tratamento, totalizando 20 sacos pretos de polietileno com capacidade de 4 L, sendo: SA - solo coletado no acostamento da rodovia; SB - solo coletado no barranco da rodovia (TABELA 1); ISA - substrato areia e vermiculita na proporção de 3:1 mais inoculação de solo de acostamento; ISB - substrato areia e vermiculita na proporção de 3:1 mais inoculação de solo de encosta. A inoculação do solo nos dois últimos tratamentos foi feita colocando-se 20 mL/saco da solução composta de 10 g de solo em 90 mL de água destilada.

A coleta foi realizada quando as plântulas apresentavam 2 meses de idade.

AValiação - após a coleta foram avaliados comprimento da parte aérea e da raiz principal, em centímetros, massa fresca e seca da parte aérea, do sistema radicular e dos nódulos, em gramas, número e coloração interna dos nódulos e porcentagem de nitrogênio encontrada na parte aérea. A coloração interna dos nódulos considerada foi rosa claro, rosa escuro ou vermelha. Os nódulos foram divididos em três classes de diâmetro: menores que 2 mm, entre 2 e 4 mm e maiores que 4 mm, utilizando-se para as medições, peneiras (Mesh) com 2 e 4 mm de abertura. A porcentagem de nitrogênio na parte aérea foi determinada através do método micro-kjeldahl descrito por Sarruge & Haag (1974).

Os resultados foram analisados ao nível de 5% de probabilidade, utilizando o teste Student-Newman-Keuls (Zar, 1999).

TABELA 1 - Análises química e mineralógica dos solos coletados nas áreas de encosta e acostamento da rodovia Engenheiro Wilson Finardi.

Análise Química								
Tipo de solo	M.O%	pH	Ca*	Mg*	H + Al*	CTC	K*	P**
acostamento	0,30	4,00	2,10	1,90	10,90	7,80	0,13	2,00
barranco	0,60	4,20	2,10	1,10	4,50	15,00	0,11	4,00

Análise Mineralógica				
Tipo de solo	Argila %	Silte %	Areia %	
			Grossa	Fina
acostamento	10,00	26,00	15,00	59,00
barranco	17,00	28,00	11,00	44,00

(*) Valores expressos em mg/ 100 cm³.(**) Valor expresso em µg/cm³.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Embora a literatura referente às características das leguminosas quando associadas ao rizóbio seja extensa, refere-se praticamente a plantas economicamente importantes, exploradas na agronomia, sendo poucas aquelas sobre plantas nativas perenes e mesmo anuais ou bianuais, arbustivas ou herbáceas.

No momento da coleta as folhas das plantas apresentavam coloração verde sem pontos amarelados ou necrosados, não havendo sinais de deficiência de nutrientes. Essa coloração se mostrou similar à encontrada nas plantas observadas no campo.

O comprimento da raiz principal (TABELA 2) foi praticamente o mesmo para todos os tratamentos, podendo, este fato, ser explicado pela limitação de espaço imposta pelos sacos. Cordeiro & Salatino (1995) salientaram que, em experimentos de vaso o crescimento normal do sistema radicular pode ser comprometido, observação também feita por Fernandes (1999).

Para a maioria dos parâmetros analisados, as plantas do tratamento que recebeu solo de acostamento como substrato apresentaram os melhores resultados (TABELAS 2 e 3).

Os nódulos coletados em todos os tratamentos apresentavam formato arredondado e coloração interna rosa, sendo o primeiro, de acordo com Corby (1981), indicativo de fase jovem. Segundo o autor, os nódulos de *Chamaecrista desvauxii* geralmente são de crescimento indeterminado, do tipo astragalóide e coloração interna vermelha. Segundo Sutherland & Sprent (1993), os nódulos de crescimento indeterminado, quando jovens,

são pequenos, globosos, produzem meristema apical e crescem em comprimento, podendo ou não se ramificar. Para Virtanen *et al.* (1947), Emerich & Evans (1980), Cordeiro & Beltrati (1989) e Cordeiro *et al.* (1996), a coloração vermelha interna está relacionada com a presença de leghemoglobina nos nódulos, sendo esta presença considerada um pré-requisito para a fixação do nitrogênio atmosférico.

Para Cordeiro & Cordeiro (1985) as condições físicas e/ou químicas do substrato podem determinar a formação, o número de nódulos, bem como sua eficiência e distribuição dentro do sistema radicular. Segundo Cadwell & Vest (1977) e Porter (1979) a distribuição do nódulo no sistema radicular tem sido utilizada como critério para a avaliação da eficiência nodular. Desta forma, a presença de nódulos grandes localizados ao redor da raiz principal seria uma indicação de nodulação efetiva. Em todos os tratamentos os maiores nódulos encontrados localizavam-se ao redor da raiz principal, sendo este, mais um fator que pode auxiliar na confirmação da eficiência da simbiose na fixação de nitrogênio.

O maior número de nódulos com diâmetros até 2 mm e entre 2 e 4 mm, e total de nódulos foi obtido para o tratamento que recebeu solo de acostamento como substrato. Apenas para o diâmetro maior que 4 mm é que o número de nódulos não diferiu entre os tratamentos (TABELA 3). É possível observar também que nódulos desta magnitude só foram encontrados nos tratamentos com inoculação de solo (TABELA 3). Este fato pode ser explicado pela maior aeração proporcionada pela areia e vermiculita quando comparada com solo, facilitando o crescimento dos nódulos.

TABELA 2 - Valores médios com respectivos desvios padrão para os parâmetros relacionados à biomassa de *Chamaecrista desvauxii*.

Tratamento	Comprimento (cm)			Massa fresca (g)			Massa seca (g)			% de nitrogênio parte aérea
	parte aérea	raiz principal		parte aérea	sistema radicular		parte aérea	sistema radicular		
Inoculação de solo de barranco	15,00 ± 8,67 b	46,20 ± 19,64 a		0,55 ± 0,25 b	0,54 ± 0,09 a		0,30 ± 0,48 b	0,08 ± 0,01 b		1,29 ± 0,23
Inoculação de solo de acostamento	18,90 ± 12,17 b	37,42 ± 21,50 a		1,29 ± 0,30 b	0,41 ± 0,12 a		0,50 ± 0,61 b	0,15 ± 0,03 b		1,60 ± 0,42
Solo de barranco	13,23 ± 2,13 b	29,14 ± 7,26 a		0,80 ± 0,61 b	0,10 ± 0,09 a		0,15 ± 0,06 b	0,02 ± 0,01 b		1,46 ± 0,07
Solo de acostamento	33,02 ± 6,33 a	41,70 ± 11,79 a		4,31 ± 3,58 a	0,65 ± 0,41 a		1,06 ± 0,58 a	0,30 ± 0,21 a		1,80 ± 0,09
F	12,9	1,78		-	-		7,49	7,77		-
CV(%)	45,09	39,66		-	-		95,76	57,86		-

Valores médios seguidos de letras iguais na vertical não diferem entre si ao nível de 5%.

TABELA 3 - Valores médios com os respectivos desvios padrão para os parâmetros relacionados à nodulação em *Chamaecrista desvauxii*.

Tratamentos	Número de nódulos por faixa de diâmetro				Coloração		Massa dos nódulos (g)	
	< 2 mm	2 a 4 mm	> 4 mm	Total	Interna		fresca	seca
Inoculação de solo de barranco	0,0 ± 0,0	3,20 ± 2,77	1,00 ± 0,70	4,20 ± 3,35 b	rosa		0,16 ± 0,12 a	0,08 ± 0,05 a
Inoculação de solo de acostamento	3,60 ± 5,12	7,00 ± 6,96	1,00 ± 1,22	11,60 ± 11,93 b	rosa		0,11 ± 0,09 a	0,08 ± 0,05 a
Solo de barranco	8,60 ± 4,15	0,80 ± 1,30	0,0 ± 0,0	9,48 ± 4,98 b	rosa		0,16 ± 0,09 a	0,04 ± 0,03 b
Solo de acostamento	44,20 ± 25,66	6,60 ± 2,07	0,0 ± 0,0	50,8 ± 27,07 a	rosa		0,16 ± 0,05 a	0,04 ± 0,03 b
F	-	-	-	8,90	-		1,60	1,00
CV(%)	-	-	-	41,03	-		94,82	31,27

Valores médios seguidos de letras iguais na vertical não diferem entre si ao nível de 5 %.

O solo de barranco e o solo de acostamento apresentaram praticamente o mesmo pH com pequenas diferenças para as quantidades de cálcio, magnésio, potássio e fósforo (TABELA 1). As maiores diferenças foram na porcentagem de matéria orgânica, que é duas vezes maior para o solo de barranco e na quantidade de H + Al, maior no solo de acostamento. A acidez do solo é um fator de estresse que afeta negativamente as correntes de rizóbio, a nodulação e a fixação de nitrogênio em leguminosas (Taurian *et al.*, 1998). Em áreas tropicais, a acidez do solo é frequentemente responsável pela queda no rendimento das culturas porque diminui a quantidade de nutrientes disponíveis e a atividade microbiana.

O solo de barranco apresenta uma quantidade maior de matéria orgânica indicio de maior quantidade de nitrogênio disponível, não ficando a planta totalmente dependente da fixação de nitrogênio. Esse fato fica demonstrado quando observamos os resultados das análises de nitrogênio (TABELA 2), onde os tratamentos compostos por solo de acostamento apresentam maior porcentagem de nitrogênio, provavelmente oriundo da fixação.

Quando comparados os dois solos, barranco e acostamento da rodovia, fica claro que o solo pertencente ao acostamento apresenta além de menor taxa de matéria orgânica, uma grande quantidade de H + Al e uma CTC baixa. Esses resultados, somados à baixa quantidade de argila, silte e grande quantidade de areia no solo de acostamento, fazem com que este seja mais facilmente lixiviável, sendo importante que as plantas localizadas nessa região fixem nitrogênio eficientemente para compensar a deficiência de nitrogênio do solo.

4 CONCLUSÃO

Tendo em vista os resultados acima discutidos, pode-se concluir que as plantas de *Chamaecrista desvauxii* desenvolvidas em solo de acostamento produzem maior quantidade de nódulos, podendo ser potencialmente mais eficientes no processo de fixação de nitrogênio.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ADAMS, M. W.; PIPOLY III, J. J. Biological structure, classification and distribution of economic legumes. In: SUMERFIELD, R. J.; BUNLING, A. H. (Ed.). *Advances in legume science*. Kew: University of Reading, 1980. p. 1-16.
- ALLEN, E. K.; ALLEN, O. N. The scope of nodulation. *Recent Adv. Bot.*, Toronto, v. 1, p. 585-588, 1961.
- CADWELL, B. E.; VEST, A. G. Genetic aspects of nodulation and dinitrogen fixation by legumes: the macrosymbiont. In: HARDY, R. W. I.; SILVER, W. A. (Ed.). *A treatise of dinitrogen fixation*. New York: John Wiley & Sons, 1977. p. 557-576. (Section III, Biology).
- CARLSON, R. W. *et al.* The structure and biological activities of the lipooligosaccharid nodulation signals produced by type I and type II strains of *Bradyrhizobium japonicum*. *J. Bio Chem.*, Rockville, v. 268, p. 18372-18381, 1993.
- CORBY, H. D. L. The systematic value of Leguminous root nodules. In: POLHILL, R. M.; RAVEN, P. H. (Ed.). *Advances in legume systematics*. Kew: Royal Botanic Gardens, 1981. part 2, p. 657-669.
- CORDEIRO, L.; BELTRATI, C. M. Estrutura e desenvolvimento de nódulos radiculares de *Anadenanthera falcata* Speg. *Revta brasil. Bot.*, São Paulo, v. 12, p. 61-70, 1989.
- _____; CORDEIRO, J. A. Distribuição de nódulos em *Glicine max* cv Santa Rosa em função da granulometria do substrato. *Revta brasil. Bot.*, São Paulo, v. 8, p. 21-26, 1985.
- _____; SALATINO, A. Efeito do pH na nodulação em *Leucaena* (*Leucaena leucocephala* (Lam) de Wilt). *Revta brasil. Bot.*, São Paulo, v. 18, p. 191-195, 1995.
- _____; SPRENT, J. I.; MCINROY, S. G. Some development and structural aspects of nodules of *Lonchocarpus muehebergianus* Hassl. *Naturalia*, São Paulo, v. 21, p. 9-21, 1996.
- DOYLE, J. J. Phylogeny of the legume family: an approach to understanding the origins of nodulation. *Ann. Rev. Ecol. Syst.*, Palo Alto, v. 25, p. 325-349, 1994.
- EMERICH, D. W.; EVANS, H. J. Biological nitrogen fixation with emphasis on the legumes. In: SAN PIETRO, A. (Ed.). *Biochemical and photosynthetic aspects of energy production*. New York: Academic Press, 1980. p. 117-145.

DEVITO, L. L.; CORDEIRO, L. Desenvolvimento de nódulos em *Chamaecrista desvauxii* (Colladon) Killip.

FARIA, S. M. de *et al.* New nodulating legume trees from South-East Brazil. *New Phytol.*, New York, v. 98, p. 143-147, 1984.

FARIA, S. M. de; McINROY, S. G.; SPRENT J. I. The occurrence of infected cells, with persistent infections threads in legume root nodules. *Can. J. Bot.*, Ottawa, v. 65, p. 553- 558, 1987.

FERNANDES, M. J. Efeito de diferentes disponibilidades de fósforo no solo sobre o desenvolvimento de *Sesbania sesban* (L) Merr. 1999. 115 f. Tese (Doutorado em Biologia Vegetal) - Instituto de Biociências, Universidade Estadual Paulista, Rio Claro.

FIRMIN, J. L. *et al.* Flavonoid activation of nodulation genes in *Rhizobium* reversed by other compounds present in plants. *Nature*, Minneapolis, v. 324, p. 90-92, 1986.

GARCIA, F. C. P. A família Leguminosae na restinga no núcleo de desenvolvimento Picinguaba, município de Ubatuba, Parque Estadual da Serra do Mar-SP. 1992. 115 f. Dissertação (Mestrado em Biologia Vegetal) - Instituto de Biociências, Universidade Estadual Paulista, Rio Claro.

IRWIN, H. S.; BARNEBY, R. C. The American Cassinae: a synoptical revision of Leguminosae tribe Cassiae subtribe Cassinae in the New World. *Memoirs of the New York Botanical Garden*, New York, v. 35, n. 1/2, p. 1-918, 1982.

NAISBITT, T.; JAMES, E. K.; SPRENT, J. I. The evolutionary significance of the legume genus *Chamaecrista* as determined by nodule structure. *New Phytol.*, New York, v. 122, p. 487-492, 1992.

POLHILL, R. M.; RAVEN, P. H.; STIRTON, C. H. Evolution and systematics of Leguminosae. In: POLHILL, R. M.; RAVEN, P. H. (Ed.). *Advances in legume systematics*. Kew: Royal Botanic Gardens, 1981. part 1, p. 1-26.

PORTER, R. *Microbial processes: promising technologies for developing countries*. Washington, D.C.: National Academy of Sciences, 1979. 198 p.

SARRUGE, J. R.; HAAG, H. P. *Análises químicas em plantas*. Piracicaba: ESALQ/USP, 1974. 56 p.

SOMASEGARAN, P.; HOBEN, H. I. *Methods in Legume - Rhizobium technology*. Paia: Niftal-Mircen, 1985. 367 p. (USAID contract no. DAN-0613-c-00-2064-00)

SPRENT, J. I. Evolution and diversity in Legume - *Rhizobium* symbiosis: chaos or theory? *Plant and Soil*, Dordrecht, v. 161, p. 1-10, 1994.

_____. *Nodulation in legumes*. Kew: Royal Botanic Gardens, 2001. 144 p.

SUTHERLAND, J. M.; SPRENT, J. I. Nitrogen fixation by legume trees. In: RAOS, N. S. S.; RODRIGUEZ BARRUECO, C. (Ed.). *Symbioses in nitrogen fixing trees*. New Delhi: Oxford and IBH Publishing Co., 1993. p. 33-63.

TAURIAN, T.; CASTRO, S.; FABRA, A. Physiological response of two peanut rhizobia strains to acid pH. *Symbiosis*, Rehovot, v. 24, n. 3, p. 327-336, 1998.

VINCENT, J. M. *Manual practico de rhizobiologia*. Buenos Aires: Editorial Hemisferio Sur, 1975. 200 p.

VIRTANEN, A. I. *et al.* On the relation between nitrogen fixation and leghaemoglobin content of leguminous root nodules. *Acta Chem. Scand.*, Copenhagen, v.1, p. 90-111, 1947.

ZAR, J. H. *Biostatistical analysis*. 4. ed. Upper Saddle River: Prentice Hall, 1999. 929 p.

INSTRUÇÕES AOS AUTORES

1 REVISTA DO INSTITUTO FLORESTAL (Rev. Inst. Flor.)

Publicação semestral do Instituto Florestal, destinada à veiculação de artigos técnico-científicos, notas científicas e artigos de revisão em ciências florestais e afins.

1.1 Encaminhamento e Apresentação do Original

Os trabalhos externos à Instituição deverão ser encaminhados ao Presidente da Comissão Editorial, Caixa Postal 1322, 01059-970 São Paulo - SP - Brasil; os trabalhos internos à Instituição deverão ser encaminhados ao chefe imediato e ao diretor da divisão à qual pertencem que, após análise, enviará à Comissão Editorial. Os trabalhos deverão ser encaminhados em 4 (quatro) vias (1 original e 3 cópias), respeitando-se as margens superior e inferior de 20 mm x 20 mm e as margens laterais esquerda de 30 mm e direita de 20 mm.

Serão analisados pela Comissão Editorial e, após a análise, encaminhados ao(s) autor(es) para atendimento das sugestões apresentadas. Procedidas as modificações sugeridas, o(s) autor(es) deverá(ão) enviar 2 (duas) vias (1 original e 1 cópia) da versão final do artigo, acompanhadas do disquete correspondente digitado no aplicativo "Word for Windows", fonte Times New Roman tamanho 11, em espaço duplo, respeitando as margens anteriormente citadas.

Deverão obedecer a seguinte ordem: **TÍTULO** do trabalho em caixa alta, seguido do título na língua do **ABSTRACT**; **RESUMO** e **ABSTRACT** seguidos de Palavras-chave e Key words; **INTRODUÇÃO**; **REVISÃO BIBLIOGRÁFICA** (que dependendo do(s) autor(es) pode ser incluída na **INTRODUÇÃO**); **MATERIAL(AIS) E MÉTODO(S)**; **RESULTADOS**; **DISCUSSÃO** (a critério dos autores os resultados e a discussão podem ser incluídos em um único item, identificado como **RESULTADOS E DISCUSSÃO**); **CONCLUSÃO(ÕES)**; **AGRADECIMENTO(S)** (se houver) e **REFERÊNCIA(S) BIBLIOGRÁFICA(S)**.

A identificação, filiação e endereço dos autores não deverão ser incluídos no corpo do texto, mas sim em uma página em separado que acompanhará o manuscrito.

1.2 Ilustrações

São consideradas ilustrações as **FIGURAS**, **TABELAS** e **QUADROS**. Deverão ser citadas no texto e não incluídas no corpo do mesmo, mas sim em folhas, em separado, que acompanharão o manuscrito. O(s) autor(es) deve(m) indicar qual o lugar mais apropriado para a inserção das ilustrações no texto, através da citação "local da figura/tabela/quadro nº". Exemplos: "local da figura 1"; "local do quadro 3"; "local da tabela 2".

1.2.1 As **FIGURAS** (mapas, gráficos, fotos, desenhos) deverão ser numeradas contínua e sequencialmente com algarismos arábicos e título auto-explicativo abaixo, deverão ainda ser elaboradas a partir de softwares compatíveis com o Windows 98, tais como: Corel Draw, Excel, etc. O uso de escala é obrigatório, e constará juntamente com a legenda (se houver), na própria figura. As fotos deverão ser de boa qualidade, acompanhadas dos negativos ou em disquete.

1.2.2 **TABELAS** e **QUADROS** deverão ser numerados consecutivamente com algarismos arábicos, encabeçados e citados como **TABELAS** ou **QUADROS** com título auto-explicativo acima, sendo a numeração distinta daquela das figuras. Quando se tratar de **TABELA**, as linhas horizontais só aparecerão separando o título do conteúdo e no final da mesma; evitar tabelas muito extensas.

1.2.3 O tamanho máximo das ilustrações deverá ser de 215 mm x 170 mm, incluindo o título e a fonte (se houver). Caso seja necessário reduzir o original, calcular a redução de acordo com o tamanho da página impressa para que não haja perda na nitidez.

1.3 Citação da Literatura no Texto

Deverá ser feita na forma de **AUTOR** (em caixa alta/baixa) e **ANO** entre parênteses. Quando houver mais de dois autores usar *et al.*

1.4 Referência Bibliográfica

Deverá ser apresentada em ordem alfabética pelo sobrenome do autor ou do primeiro autor, sem numeração (consultar ABNT - NBR 6023 - 2000). Quando houver vários artigos do(s) mesmo(s) autor(es), obedecer a ordem cronológica crescente; quando houver vários artigos do mesmo ano, indicar: 1988a, 1988b, etc., e quando houver quatro ou mais autores usar *et al.*

1.4.1 Monografias (livros, dissertações, teses, manuais, folhetos, etc.)

AUTOR(ES).//Título: subtítulo (se houver).//edição.//Local da publicação: Editora, ano da publicação.//total de páginas e/ou volumes.//ilustração.//série ou coleção, nº).

1.4.1.1 Livros

MAYER, A. M.; POLJAKOFF-MAYER, A. **The germination of seeds**. 4. ed. Great Britain: Pergamon Press, 1989. 270 p.

1.4.1.1.1 Autor entidade

BRASIL. Ministério da Agricultura e Reforma Agrária. **Regras para análise de sementes**. Brasília, DF: SMDA/DNDV/CLAV, 1992. 365 p.

1.4.1.1.2 Capítulo ou parte de livro

AUTOR(ES) do capítulo/parte.//Título do capítulo/parte.//In: AUTOR(ES) do livro. (Coord./Org./Ed.).//Título do livro: subtítulo (se houver).//Local da publicação: Editora, ano da publicação.//cap., página inicial-final.

FIGLIOLIA, M. B.; OLIVEIRA, E. C.; PIÑA-RODRIGUES, F. C. M. Análise de sementes. In: AGUIAR, I. B.; PIÑA-RODRIGUES, F. C. M.; FIGLIOLIA, M. B. (Coord.). **Sementes florestais tropicais**. Brasília, DF: ABRATES, 1993. cap. 4, p. 137-174.

1.4.1.2 Dissertações, Teses

AUTOR.//Título da dissertação/tese.//ano da publicação.//total de folhas.//Dissertação/Tese (Mestrado/Doutorado em...) - Instituto, Faculdade, Universidade, Local da publicação.

VALLILO, M. I. **Caracterização das folhas e galhos do *Croton floribundus* Spreng. (Euphorbiaceae) e respectivo solo, por espectrometria de emissão com plasma de argônio induzido**. 1995. 105 f. Dissertação (Mestrado em Química Analítica) - Instituto de Química, Universidade de São Paulo, São Paulo.

1.4.2 Periódicos (revistas, suplementos, jornais, etc.)

1.4.2.1 Artigo de periódico

AUTOR(ES).//Título do artigo.//Título do periódico, Local da publicação, volume, número do fascículo, página inicial-final, ano da publicação.//Artigos aprovados pelo corpo editorial do periódico, mas ainda não publicados, devem incluir no final da referência, entre parênteses, a expressão "No prelo").

SEBBENN, A. M. *et al.* Variabilidade genética e interação genótipo x locais em jequitibá-rosa - *Cariniana legalis* (Mart.) O. Ktze. **Rev. Inst. Flor.**, São Paulo, v. 12, n. 1, p. 13-23, 2000. (No prelo).

1.4.2.2 Coleção no todo

TÍTULO DO PERIÓDICO.//Local da publicação: Editora, ano da publicação do primeiro volume e ano de encerramento da publicação (se houver)//Periodicidade.

REVISTA BRASILEIRA DE GEOGRAFIA. Rio de Janeiro: IBGE, 1939-. Quadrimestral.

1.4.2.3 Fascículos, suplementos, números especiais

TÍTULO DA COLEÇÃO.//Título da parte (se houver)//Local da publicação: Editora, volume, número, ano de publicação//total de páginas//Suplemento/Edição especial.

CONJUNTURA ECONÔMICA. As 500 maiores empresas do Brasil. Rio de Janeiro: FGV, v. 38, n. 9, 1984. 135 p. Edição especial.

1.4.2.4 Artigos em jornais

AUTOR(ES) (se houver)//Título do artigo: subtítulo (se houver)//Título do jornal, Local da publicação, data da publicação, Seção, Caderno, Suplemento, número da página do artigo.

BIBLIOTECA climatiza seu acervo. O Globo, Rio de Janeiro, 4 mar. 1985. p. 11.

1.4.2.5 Resumo em "abstracts"

AUTOR(ES)//Título do resumo//Título do periódico, Local da publicação do periódico, volume, número do fascículo, página inicial-final, ano da publicação do periódico//Resumo número em Título do "abstract", Local da publicação do "abstract", volume, número do fascículo, página inicial-final, ano da publicação do "abstract").

KATOH, M. Classification of conifer trees species using JERS-1 OPS data. Journal of Forest Planning, England, v. 1, n. 1, p. 1-5, 1995. (Resumo 9432 em Forestry Abstracts, Oxon, v. 58, n. 12, p. 1361, 1997).

1.4.3 Congressos, simpósios, seminários, conferências

AUTOR(ES)//Título do trabalho apresentado//In: Coord./Org. (se houver)//TÍTULO DO EVENTO, numeração do evento (se houver), ano do evento, Local do evento//Título da publicação...//Local da publicação: Editora, ano da publicação//página inicial-final. (Quando necessário, ao final da referência acrescentar notas relativas a outras informações para melhor identificar o trabalho).

1.4.3.1 Trabalho apresentado e publicado sob forma de resumo

MARCHIORI, C. F. S.; SILVA, M. R.; SILVA, T. R. G. Estudo da germinação e desenvolvimento de plântulas de espécies arbóreas nativas de matas do Estado de São Paulo. In: CONGRESSO SOCIEDADE BOTÂNICA DE SÃO PAULO, XI, 1996, São Carlos. Programa e Resumos... São Carlos: Universidade Federal de São Carlos, Departamento de Botânica, 1996. p. 43.

1.4.3.2 Trabalho apresentado e publicado em Anais

PASTORE, J. A. et al. Flora arbustiva do Parque Chico Mendes, município de São Bernardo do Campo (SP). In: CONGRESSO NACIONAL SOBRE ESSÊNCIAS NATIVAS, 2., 1992, São Paulo. Anais... São Paulo: UNIPRESS, 1992. p. 269-273. (Rev. Inst. Flor., São Paulo, v. 4, n. único, pt. 1, Edição especial).

1.4.3.3 Trabalho apresentado e publicado em seriado

MÁRQUEZ, F. C. M.; KAGEYAMA, P. Y. Purity testing in *Eucalyptus grandis* and *Eucalyptus saligna* seeds: new methodologies. In: REUNIÓN SOBRE PROBLEMAS EN SEMILLAS FORESTALES TROPICALES, 1980, San Felipe-Bacalar. México: Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, 1981. tomo 1, p. 243-246. (Publicación Especial, 35).

1.4.4 Legislação

JURISDIÇÃO.//Título e número da lei/decreto/outros, data//Ementa//Dados da publicação, outras informações necessárias para melhor identificar o documento.

BRASIL. Lei nº 7.653, de 12 de fevereiro de 1988. Altera a redação dos arts. 18, 27, 33 e 34 da Lei nº 5.197, de 3 de janeiro de 1967, que dispõe sobre a proteção à fauna, e dá outras providências. Diário Oficial da União, Brasília, DF, 17 fev. 1988. Seção I, p. 26-89.

1.4.5 Mapas

AUTOR(ES) (se houver)//Título do mapa//Local da publicação: Editora (se houver), ano de publicação//Escala.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. Mapa da vegetação do Brasil. Rio de Janeiro: IBGE, 1998. Escala 1:5.000.000.

1.4.6 Relatórios técnicos

AUTOR(ES) (se houver)//Título do relatório//Local da publicação: Editora, ano da publicação//total de páginas//Acrescentar ao final da referência notas relativas a outras informações para melhor identificar o relatório).

CASTRO, M. C.; GOMES, G.; VIANA, L. A. C. Cooperação técnica na implementação do Programa Integrado de Desenvolvimento - Polonordeste. Brasília, DF: PNUD/FAO, 1990. 47 p. (Relatório da Missão de Avaliação do Projeto BRA/87/037).

1.4.7 CD-ROM

AUTOR(ES)//Título: subtítulo (se houver)//Local: Produtora, ano da gravação//total de CD-ROMS//Software necessário.

INSTITUTO DE PESQUISAS JARDIM BOTÂNICO DO RIO DE JANEIRO. Mata Atlântica - 500 anos. [S.l.]: Estação da Arte Ltda., 2000. 1 CD-ROM. Windows 95 ou superior.

1.4.8 Seriado

AUTOR(ES)//Título do artigo: subtítulo (se houver)//Local da publicação: Editora, ano da publicação//total de páginas//Título do seriado, nº).

DIAZ, G. E.; BROWN, T. C. AQUARIUS: a modeling system for river basin water allocation. Fort Collins: U. S. Department of Agriculture, Forest Service, Rocky Mountain Forest and Range Experiment Station, 1997. 160 p. (General Technical Report RM-GTR, 299).

2 INFORMAÇÕES ESPECÍFICAS

Para maiores esclarecimentos sobre a organização dos trabalhos especialmente quanto à colocação de títulos e subtítulos, subdivisão do texto, organização de tabelas e figuras, consultar o número mais recente da revista. Os casos omissos serão resolvidos pela COMISSÃO EDITORIAL.



SECRETARIA DO
MEIO AMBIENTE



GOVERNO DO ESTADO DE
SÃO PAULO