

AUTOCORRELAÇÃO ESPACIAL EM UMA POPULAÇÃO NATURAL DE PIQUI (*CARYOCAR BRASILIENSE* CAMB.) EM ÁREA DEGRADADA

Alexandre Marques da Silva¹
Daniela Sílvia de Oliveira Canuto²
Ananda Virginia Aguiar
Mario Luiz Teixeira de Moraes³

INTRODUÇÃO

O cerrado brasileiro é um bioma que apresenta uma alta riqueza de espécies vegetais. Porém, a maioria delas está desaparecendo em função da expansão descontrolada e predatória da agropecuária. Dentre as inúmeras espécies que ocorrem neste bioma, um grande número é utilizado pelas populações locais para múltiplas finalidades, apresentando portanto, potencial econômico. O destaque deste bioma está no grande número de espécies frutíferas (Trindade, 2001). O piqui é das frutíferas de maior destaque, visto que seus frutos têm uma aceitação muito grande na culinária do Brasil Central, além disso, esses são consumidos pela fauna local.

O piqui (*Caryocar brasiliense* Camb., família Caryocaraceae) tem ocorrência em São Paulo, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Goiás e Mato Grosso. A madeira moderadamente pesada, macia, resistente e de boa durabilidade natural é própria para xilografia, construção civil e naval. Os frutos são comestíveis e apreciadíssimos pelas populações do Brasil Central; o caroço com a polpa (mesocarpo) é cozida com arroz, usada para preparo de licor e para extração de manteiga e sebo; o caroço é lenhoso e formado por grande quantidade de pequenos espinhos, que podem ferir dolorosamente a mucosa bucal quando ingerido por incautos. Os frutos são também consumidos por várias espécies da fauna, que contribuem para a disseminação da espécie. Planta semidecídua, heliófita, seletiva xerófita, característica do cerrado e campo cerrado. Ocorre geralmente em agrupamentos mais ou menos denso em determinados pontos e faltando em muitos outros dentro da área de dispersão. Ocorre tanto em formações primárias como secundária e pioneiras. Produz anualmente grande quantidade de sementes viáveis, floresce durante os meses de setembro-novembro. Os frutos iniciam a maturação em meados de novembro, prolongando-se até início de fevereiro (Lorenzi, 1992).

¹ Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira - UNESP, Departamento de Fitotecnia, Tecnologia de Alimentos e Sócio-Economia; Universidade Federal de Goiás – Campus Samambaia
amsilva@agr.feis.unesp.br

² Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira - UNESP

³ Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira - UNESP

A conservação *in situ* ou *ex situ* de espécies nativas, como as frutíferas do cerrado, é fundamental para garantir a sobrevivência destas, criando estações ecológicas, parques e reservas garantem um banco de germoplasma para explorar no futuro. A conservação implica não somente em minimizar a ação de fatores deletérios da alocação de recursos limitados a prioridades definidas, em parte, em função da disponibilidade, acurácia e precisão de informações em geomorfologia, climatologia, sistemática, biogeografia, ecologia e evolução, mas também em assegurar a continuidade do máximo de biodiversidade existente durante períodos evolutivamente mais significativos. Entre os tipos de conservação, a conservação *in situ* é o método mais eficaz para se manter intacta a complexa estrutura e dinâmica das interações entre espécies e, em consequência, a continuidade dos processos evolutivos que originaram e mantêm a biodiversidade (Santos Filho, 1995).

Independente da conservação ocorrer no local de ocorrência da espécie ou em outro, ela é necessária, mas a demora nas decisões governamentais não garante a sobrevivência de nenhuma espécie, ou até mesmo a conscientização da população a respeito da conservação para garantir um futuro melhor para as gerações seguintes é lento. Mas os estudos relacionados ao assunto têm condições de direcionar decisões coerentes para a preservação da biodiversidade brasileira, sendo a autocorrelação espacial uma ferramenta, útil na determinação e no direcionamento de conservação de espécies.

Os modelos para análise de autocorrelação espacial foram desenvolvidos principalmente por geógrafos ingleses no início da década de 70 (Cliff e Ord, 1973), onde testa se o valor observado de uma variável em uma determinada localidade é significativamente dependente dos valores da variável em localidades vizinhas. Estes modelos foram aplicados a biologia de populações a partir dos trabalhos de Jumars et al. (1977) e Sokal e Oden (1978a,b). Sokal e Oden (1978b) incluíram nessa metodologia a computação de correlogramas espaciais que apresentam o coeficiente de autocorrelação como uma função das distâncias entre os pares de localidades. Os correlogramas resumem os padrões de variação geográfica demonstrada pela superfície de resposta de uma dada variável. Enquanto idênticos padrões de variação levarão a idênticos correlogramas, diferentes padrões podem ou não podem produzir diferentes correlogramas. Similaridade nos correlogramas de diferentes padrões de variações sugerem similaridade na geração de mecanismo do padrão. Segundo Sokal e Oden (1978), entre as variáveis às quais a análise de autocorrelação pode ser útil estão a variação geográfica de caracteres morfológicos, as freqüências gênicas, os padrões de distribuição dos genótipos ou ainda a abundancia de espécies.

Segundo Nascimento et al. (2002) o conhecimento da distribuição espacial das espécies arbóreas é de fundamental importância como base para o planejamento do manejo

adequado e aproveitamento racional dos recursos florestais. A distribuição espacial dos indivíduos arbóreos de uma floresta é uma das principais características da estrutura populacional das espécies. Determina a forma de ocorrência dos indivíduos de uma espécie na floresta, sendo influenciada pelo comportamento ecológico dos agentes de fluxo gênico envolvidos, tais como: a dispersão do pólen, de sementes e a regeneração de plântulas.

Intuitivamente, suspeita-se da existência de estruturação dentro das populações naturais de plantas (Perry e Knowles, 1991; Sebbenn, 1997), porém a maior parte dos estudos, sobretudo os que envolvem espécies arbóreas, tem rejeitado a hipótese de estruturação.

A maior quantidade de dados sobre os estudos deste gênero vem de espécies arbóreas das florestas temperadas, havendo poucos estudos sobre a estrutura espacial da floresta tropical. Entre as espécies arbóreas da floresta temperada em que não verificou-se a existência de estruturação estão *Pinus contorta* ssp. *latifolia* (Epperson e Allard, 1989) e *Fagus sylvatica* (Leonardi e Menozzi, 1996). Entre as espécies arbóreas tropicais têm-se os estudos de Dewey e Heywood (1988) com *Psychotria nervosa*, Gandara (1995) com *Cedrela fissilis*, Doligez e Joly (1997) com *Carapa speciosa*, Sebbenn (1997) em *Genipa americana* e Souza (1997) em *Chorisia speciosa*, os quais não constataram a existência de autocorrelação espacial, concluindo pela aleatoriedade da distribuição espacial dos genótipos.

Neste trabalho, o objetivo foi determinar o padrão espacial de uma população natural de piqui (*Caryocar brasiliense* Camb.) com base em caracteres morfológicos.

MATERIAL E MÉTODOS

A população de piqui encontra-se em uma área degradada na fazenda de ensino, pesquisa e extensão da UNESP no município de Selvíria – MS, situada a 51°24'12,2" de longitude oeste de Greenwich e 20°20'28,4" de latitude sul. Pois houve remoção de uma camada de 8,60m de profundidade para o terrapleno e fundação da barragem, com o objetivo de se construir a usina Hidrelétrica de Ilha Solteira. O clima da região foi classificado como Aw, segundo o sistema de Köppen, apresentando chuvas no verão e seca no inverno, com precipitação média anual em torno de 1300 mm, distribuída entre outubro e março. Os dados de temperatura média anual são de 23,7° C e a umidade relativa do ar entre 60 a 80%.

Demattê (1980) caracterizou o solo original do local como sendo do tipo Latossolo Vermelho-Escuro álico com textura média (20 – 35 % argila), muito profundos, ricos em sesquióxidos. A sua fração argila é de baixa atividade e denominada essencialmente pela gibsitita e caulinita. Pela nomenclatura atual a nível de subordem é um LATOSSOLO

VERMELHO (EMBRAPA, 1999). A área de estudo está no Planalto da Bacia Sedimentar do Paraná, apresenta declives muito suaves, relevo plano e suavemente ondulado (Alves, 2001).

Em junho de 2004 foram realizadas as mensurações dos caracteres silviculturais como: DAP (diâmetro à altura do peito), ALT (altura total da planta) e DMC (diâmetro médio da copa), e cada árvore teve sua localização obtida por GPS. O diâmetro à altura do peito foi realizado com um paquímetro de precisão (1 mm) e a altura total da planta com aparelho hipsométrico VERTEX. O diâmetro médio da copa foi obtido através da estimativa da média entre as medidas da projeção da copa no sentido norte-sul e leste-oeste.

O mapeamento dos indivíduos foi realizado com a utilização de um receptor GPS (*Global Positioning System*) Garmim III, a partir do qual foi obtidos o posicionamento considerando o *datum* Córrego Alegre, com precisão entre 0 a 10 m.

A partir dos caracteres fenotípicos DAP, ALT e DMC, obteve-se uma matriz de distâncias fenotípicas entre todas as plantas. Para obtenção dessa matriz foi utilizada a Distancia Euclidiana Média, obtidas por uma análise multivariada para variáveis quantitativas implementada pelo Programa Genes (Cruz, 2001).

$$d_{ij} = \sqrt{\frac{1}{v} \sum_j (Y_{ij} - Y_{i,j})^2}$$

em que Y_{ij} é o valor obtido para o i-ésimo genótipo em relação à j-ésima variável e v o número de variáveis analisadas.

Os cálculos das distâncias euclidianas foram feitos a partir dos dados padronizados. Na padronização tem-se que:

$$x_j = \frac{X_j}{S_{xj}}$$

sendo S_{xj} o desvio padrão da j-ésima variável X.

Entre as matrizes de distâncias fenotípicas e as distâncias geográficas foram feitas a estimativa do coeficiente de correlação de Pearson (r). O estimador do coeficiente de correlação simples (Cruz e Regazzi, 1997), no caso entre duas matrizes X e Y, é dada por

$$r = \frac{\sum_{i,j=1}^n x_{ij} y_{ij}}{\sqrt{\sum_{i,j=1}^n x_{ij}^2 \sum_{i,j=1}^n y_{ij}^2}}$$

onde $x_{ij} = X_{ij} - \bar{X}$ e $y_{ij} = Y_{ij} - \bar{Y}$. A significância dessa correlação matricial não pode ser testada pelos testes estatísticos usuais, por apresentar problemas de independência entre os elementos nas matrizes. Nesse sentido, a estatística Z de Mantel (1967) tem sido freqüentemente utilizada, a fim de se testar a significância da associação entre matrizes contendo diferentes tipos de distâncias entre pares de observações (Smouse et al, 1986; Manly, 1991). O valor de Z de mantel é dada por

$$Z = \sum_{i,j=1}^n X_{ij} Y_{ij}$$

onde X_{ij} e Y_{ij} são elementos das matrizes X e Y a serem comparadas (no caso, as matrizes de distâncias geográficas e fenotípicas, respectivamente). A significância do Z pode ser obtida comparando-se esse valor de Z diversas vezes, aleatorizando, em cada uma delas, a ordem dos elementos de uma das matrizes (Manly, 1991). A estatística Z possui uma relação monotônica com o r de Pearson calculado entre matrizes (correlação matricial), de modo que ela pode ser utilizada para testar a significância de r (Manly, 1986a,b). Neste trabalho, 9999 permutações aleatórias foram utilizadas para se testar a significância das correlações matriciais. O programa NTSYS 1.7 (*Numerical Taxonomy and Multivariate Analysis Program*) foi utilizado para obter a estatística Z e a correlação de Pearson.

O padrão espacial em cada um dos caracteres morfológicos foi avaliado através dos procedimentos de autocorrelação espacial (Sokal e Oden, 1978a,b). A autocorrelação espacial em caracteres genéticos tem sido usualmente mensurada através do Índice de Moran (1950), dado por:

$$I = \left(\frac{n}{w} \right) \left[\frac{\sum_i \sum_j (p_i - \bar{p})(p_j - \bar{p})w_{ij}}{\sum_j (p_i - \bar{p})^2} \right]$$

onde n é o número de populações ou indivíduos locais analisados; p_i p_j são os valores dos caracteres morfológicos nas populações ou famílias i e j, \bar{p} é o valor médio de p e w_{ij} é o elemento da matriz quadrada e simétrica W, com dimensões n x n, que expressa a relação espacial entre as n população ou famílias locais e cuja soma, ao longo de i e j, é igual ao valor de w. O valor de I é estandarizado, de modo que seus valores são independentes da variância de p, sendo função apenas de forma da superfície formada por p sobre o espaço. O índice de Moran varia entre -1,0 a 1,0, sendo seus máximos para autocorrelações negativas e positivas, respectivamente, sendo assim sua interpretação é análoga à de um coeficiente de correlação, como o de Pearson.

Os índices de Moran descrevem os padrões de autocorrelação espacial ao longo de toda superfície de variação. Assim, eles só podem ser calculados para grupos de subpopulações afastadas entre si por uma dada distância, ou intervalo (h). Portanto, a matriz de distâncias geográficas W , com $n(n-1)/2$ observações, pode ser dividida em diversas matrizes de conectividade W_k , cada uma delas ligando sucessiva e exclusivamente pares de subpopulações afastadas por um intervalo h crescente, para cada uma das k classes de distâncias. Quando os índices de Moran são calculados, para uma mesma variável, utilizando essas diversas matrizes W_k e contrastadas com esse aumento no intervalo na distância geográfica, obtém-se um correlograma espacial (Sokal e Oden, 1978a,b).

Deste modo, é possível descrever o quanto as subpopulações, a uma dada distância, são similares para variável analisada e como essa similaridade muda com o aumento das distâncias geográficas. Por isso, a matriz W deve ser bem definida em uma análise de autocorrelação, pois essa matriz pode conter uma simples medida de conectividade, ou vizinhança, entre populações. Nessa matriz o valor $w_{ij} = 1,0$ indica que as localidades i e j estão conectadas espacialmente e valor zero em caso contrário.

Assim, para construir-se um correlograma espacial é necessário avaliar como as populações ou indivíduos estão distribuídos no espaço e definir as classes de distâncias geográficas (ou intervalo h), que serão utilizadas para estabelecer as diversas matrizes de conectividade W_k . E para cada uma dessas matrizes são calculados um I de Moran que formarão o correlograma espacial. Desta forma, as classes de distâncias são estabelecidas de forma irregular, de modo que as matrizes W_k possuam aproximadamente o mesmo número de conexões, tornando assim os índices I de Moran, que compõem o correlograma, comparáveis e com erros de estimativa semelhantes.

O programa SAAP 4.3 (*Spatial Autocorrelation Analysis Program*) foi utilizado para as análises de autocorrelação espacial dos dados dos caracteres morfológicos (Wartenberg, 1989).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A correlação entre as matrizes de distâncias fenotípicas e geográficas obtidas não foi significativa, ou seja, não existe uma associação entre as duas matrizes de distâncias (Figura 1). O coeficiente de correlação entre as duas matrizes foi de $-0,03$ ($p = 0,3855$). Aguiar et al (2003) estudando a autocorrelação espacial dos caracteres químicos de sementes de uma população natural de mangabeira (*Harconia speciosa* Gómez), concluíram também a não existência de associação entre estas matrizes, onde o coeficiente de correlação foi de $0,02$ ($p = 0,3287$).

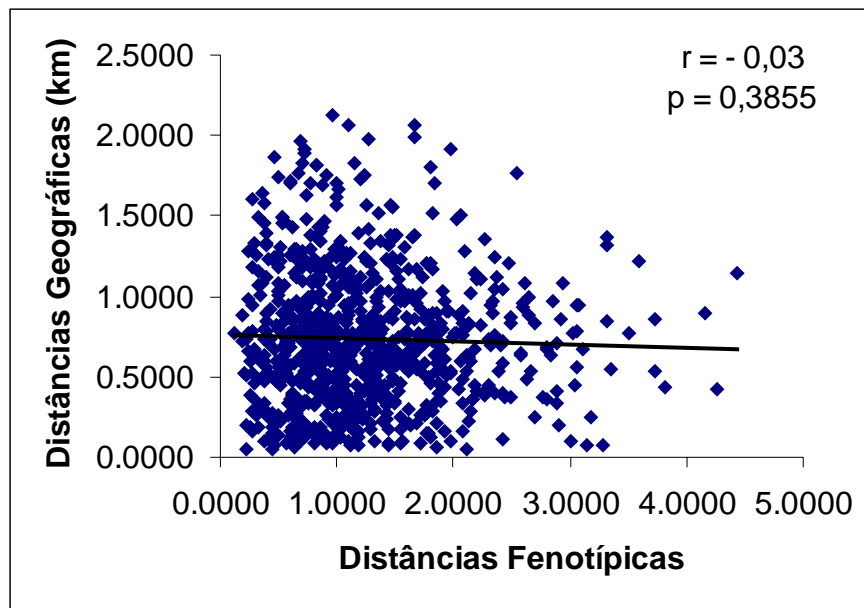


Figura 1. Gráfico de dispersão das distâncias fenotípicas e geográficas dos 41 indivíduos de uma população de piqui.

Dos 15 índices de Moran (3 caracteres fenotípicos em 5 classes de distâncias) obtidos na análise de autocorrelação espacial, somente um foi significativo ao nível de 5%. Nenhum dos três correlogramas foram significativos ao nível de 5% de probabilidade pelo critério de Bonferroni, ou seja, não expressam um padrão espacial geral na variável (Tabela 1).

Segundo Diniz-Filho (1998), correlogramas não significativos pelo critério de Bonferroni, obviamente, indicam que as variabilidades entre os caracteres morfológicos estudados estão distribuídas aleatoriamente sobre o espaço, ou seja, não existe padrão espacial.

Considerando as modificações do ambiente desta população natural e conseqüentemente a falta de estruturação espacial, sugere-se que a conservação de poucos indivíduos pode não garantir a sobrevivência da espécie nesta área degradada. Este conhecimento é importante para estipular as estratégias de coletas de sementes visando projetos de conservação como de reflorestamento neste local ou próximo. Além disso, estudos como estes devem ser realizados utilizando-se de outros caracteres responsáveis pela adaptação. Além disso, as informações obtidas nesse trabalho poderão ser utilizadas para verificar o efeito futuro da fragmentação de hábitat gerada pela ação humana, principalmente se a espécie apresentar uma distribuição ampla e continua sobre uma área.

Tabela 1. Índices de Moran para as cinco classes de distância entre os 41 indivíduos de uma população de piqui no município de Selvíria-MS. O valor P indica a significância do correlograma, segundo o critério de Bonferroni.

Caracteres	Classes de distâncias (m)					P
	345	576	768	1067	2106	
ALT	-0,07	-0,06	0,08*	-0,07	-0,00	0,248
DAP	-0,06	0,00	0,03	-0,06	-0,04	1,000
DMC	-0,07	-0,06	0,06	-0,01	-0,04	0,515
Média	-0,07	-0,04	0,06	-0,05	-0,03	

P > de 5%. ALT: altura; DAP: diâmetro altura do peito e DMC: diâmetro médio da copa

O correlograma médio indica que o I de Moran permaneceu em torno de zero com o aumento da distância geográfica, apresentando uma baixa variação em torno deste valor médio, portanto, a população de piqui estudada não apresenta um padrão espacial para os caracteres fenotípicos (Figura 2). Kageyama et al (2003) também encontrou tendência à distribuição aleatória na menor população estudada de *Ocotea odorata*, já na maior população apresentou tendência à estruturação genética espacial na classe de distancia dois a dois (mesmo que fraca). Outros exemplos da utilização de autocorrelação espacial podem ser encontrados em Sebbenn (1997) com *Genipa americana*, Souza (1997) com *Chorisia apeciosa*, Aguiar et al. (2004) com *Astronium fraxinifolium* e Giudice Neto (1999) com *Machaerium villosum*, onde todos os autores não encontram estruturação espacial. Ao contrário desses autores, Telles (2000) observou que a variação genética de dez populações naturais de *Eugenia dysenterica* está estruturada no espaço e esta estruturação tenha se originado seguindo um modelo de diferenciação estocástica (neuro), ou seja, por um balanço entre fluxo gênico a curta distância genética nas subpopulações.

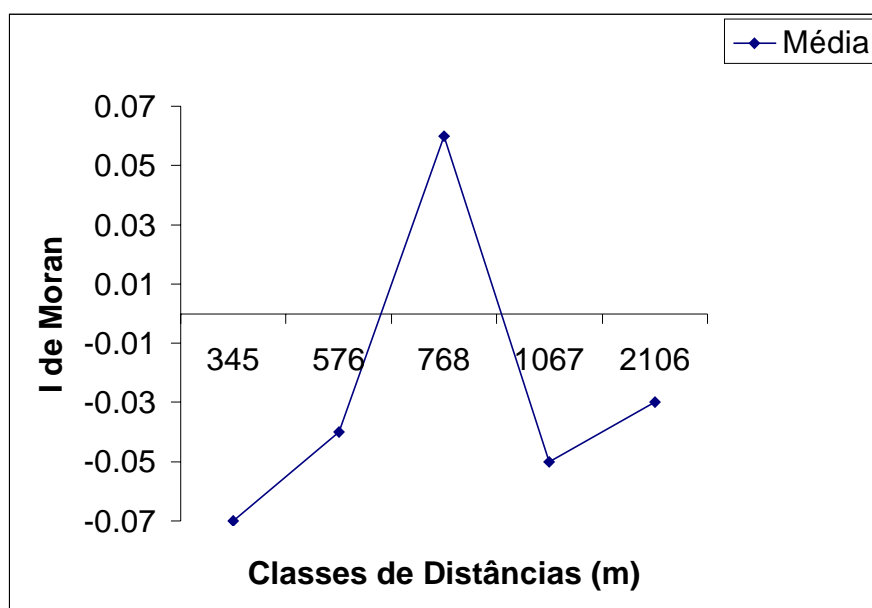


Figura 2. Correlograma espacial médio dos três caracteres fenotípicos para os 41 indivíduos da população de piqui.

Na tabela 2 verificou-se que há uma variação razoável em relação às médias dos três caracteres avaliados dentro da população de piqui em área degradada. Os resultados obtidos nesse trabalho podem contribuir para fins de educação ambiental, conservação genética e reflorestamento em área degradada, levando-se em consideração o seu potencial de adaptação no local.

Tabela 2. Estimativas de alguns parâmetros estatísticos encontrados na população de piqui em área degradada.

Caráter	Média	CV %
ALT	6,57 ± 0,31	29,83
DAP	20,60 ± 1,30	40,45
DMC	6,74 ± 0,43	40,77

CONCLUSÕES

A população de piqui estudada não apresenta um padrão espacial para os caracteres fenotípicos, podendo a amostragem nessa população ser realizada aleatoriamente.

Há variação nesta população de piqui em área degradada o que permite coleta de sementes para fins de fomento e conservação genética.

A análise de autocorrelação espacial contribui com informações que auxiliarão no planejamento de estratégias de coleta de germoplasma visando a conservação *ex situ* e *in situ*.

REFERÊNCIAS

AGUIAR, A.V.; BOZZITE, S.M.M.; MOURA, N.F.; LINS, V.S.; MISSIO, R.F.; CAMBUIM, J.; BALERONI, C.R.S.; MORAES, M.L.T. Autocorrelação espacial dos caracteres químicos de sementes de uma população natural de mangabeira (*Harconia speciosa* Gomez). In: SIMPÓSIO BRASILEIRO SOBRE CULTURA DA MANGABA, 2003, Aracaju. **Anais...** Aracaju: EMBRAPA – Tabuleiros Costeiros, 2003. CD Room.

AGUIAR, A.V.; COELHO, A.G.S.; MOURA, M.F.; MORAES, L.K.; PINHEIRO, J.B.; MORES, M.L.T.; ZUCCHI, M.I.; MOURA, N.F.; VENCOVSKY, R. Autocorrelação espacial de caracteres morfológicos em populações naturais de gonçalo-alves (*Astronium fraxinifolium* Schott). **Bioscience of Journal**, v.20, p.153-162, 2004.

ALVES, M. C. **Recuperação do subsolo de um latossolo vermelho usado para terrapleno e fundação da Usina Hidrelétrica de Ilha Solteira-SP.** Ilha Solteira, 2001. 83p. Tese (Livre-docente). Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira, Universidade Estadual Paulista.

CLIFF, C.D.; ORD, J.K. **Spatial autocorrelation.** London: Pion Press, 1973. 177p.

- CRUZ, C.D. **Programa Genes**: versão Windows: aplicativo computacional em genética e estatística. Viçosa: UFV, 2001. 648p.
- CRUZ, C.D.; REGAZZI, A.J. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. Viçosa: UFV, 1997. 390p.
- DEMATTE, J. L. I. **Levantamento detalhado dos solos do campus experimental de Ilha Solteira**. Piracicaba: ESALQ/USP, 1980. 131p.
- DEWEY, S.E.; HEYWOOD, J.S. Spatial genetic structure in a population of *Psychotria nervosa*. 1. Distribution of genotypes. **Evolution**, v.42, n.4, p.834-839, 1988.
- DINIZ-FILHO, J.A.F. Análise de autocorrelação espacial: inferências microevolutivas e aplicações em genética de populações. In: Série monografias – n.6 – Ribeirão Preto: Sociedade Brasileira de genética, p.82-145, 1998.
- DOLIGEZ, A.; JOLY, H.I. Genetic diversity and spatial structure within a natural stand of a tropical Forest tree species, *Carapa procera* (Meliaceae), in French Guiana. **Heredity**, v.79, p.72-82, 1997.
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUARIA - EMBRAPA. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. Rio de Janeiro: EMBRAPA/CNPQ, 1999. 412p.
- EPPERSON, B.K.; ALLARD, R.W. Spatial autocorrelation analysis of the distribution of genotypes within populations of Lodgepole Pine. **Genetics**: Austin, v.121, p.269-377, 1989.
- GANDARA, F.B. **Diversidade genética, taxa de cruzamento e estrutura espacial dos genótipos em uma população de *Cedrela fissilis* Vell. (Meliaceae)**. Campinas, 1995. 69p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Estadual de Campinas.
- GIUDICE NETO, J.D. **Estrutura genética por isoenzimas em populações naturais de jacarandá paulista (*Machaerium villosum* Vog.)**. Piracicaba, 1999. 128p. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.
- JUMARS, P.A.; THISTLE, D.; JONES, M.L. Detecting two-dimensional spatial structure in biological data. **Oecologia**, Berlin, v.28, p.109-123. 1977.
- KAGEYAMA, P.Y.; CUNHA, G.C.da; BARRETO, K.D.; GANDARA, F.B.; CAMARGO, F.R.A.; SEBBENN, A.M. Diversidade e autocorrelação genética espacial em populações de *Ocotea odorífera* (Lauraceae). **Scientia Florestalis**, n.64, p.108-119, 2003.
- LEONARDI, S.; MENOZZI, P. Spatial structure of genetic variability in natural stands of *Fagus sylvatica* L. (beech) in Italy. **Heredity: An International Journal of Genetics**, London, v.77, p.359-368, 1996.
- LORENZI, H. **Árvores brasileiras: manual de identificação e cultivo de plantas arbóreas nativas do Brasil**. Nova Odessa: Plantarum, 1992. 189p.
- MANLY, B.F.J. **Multivariate statistical methods: a primer**. London: Chapman and Hall, 1986a. 159p.
- MANLY, B.F.J. Randomization and regression methods for testing for associations with geographical, environmental and biological distances between populations. **Researches Population Ecology**: Tokyo, v.28 p.201-218. 1986b.
- MANLY, B.F.J. **Randomization and Monte Carlo methods in biology**. London: Chapman and Hall, 1991. 281p.
- MANTEL, N. The detection of disease clustering and a generalized regression approach. **Cancer Research**, Baltimore: 27, p.209-220, 1967.
- MORAN, P.A.F. Notes on continuous stochastic phenomena. **Biometrika**, London v.37, p.17-23. 1950.
- NASCIMENTO, N.A.; CARVALHO, J.O.P.; LEÃO, N.V.N. Distribuição espacial de espécies arbóreas relacionada ao manejo de florestas naturais. **Revista Ciências Agrárias**, Belém, n.37, p.175-194, 2002.
- PERRY, D.J.; KNOWELES, P. Spatial genetic structure within three sugar maple (*Acer saccharum* Marsh.) stands. **Heredity**, v.66, p.137-142, 1991.
- SANTOS FILHO, P.S. Fragmentação de habitats: implicações *in situ*. **Oecologia Brasiliensis – Estrutura, funcionamento e manejo de ecossistemas brasileiros**. 1, 1995. p.365-393.

SEBBENN, A.M. **Estrutura genéticas de subpopulações de *Genipa americana* L. rubiaceae) a partir de isoenzimas.** Piracicaba, 1997. 107p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.

SOKAL, R.R.; ODEN, N.L. Spatial autocorrelation in biology. 1. **Methodology.** **Biological Journal of the Linnean Society**, v.10, p.199-228, 1978a.

SOKAL, R.R.; ODEN, N.L. Spatial autocorrelation in biology. 2. Some biological implications and four applications of evolutionary and ecological interest. **Biological Journal of the Linnean Society**, v.10, p.229-249 1978b.

SMOUSE, P.E.; LONG, J.C.; SOKAL, R.R. Multiple regression and correlation extensions of the Mantel test of matrix correspondence. **Systematic Zoology**, Washington: 35, 627-632p. 1986.

SOUZA, L.M.F.I. **Estrutura genética de populações de *Chorisia speciosa* St. Hil. (Bombacaceae) em fragmentos florestais na região de Bauru (SP) – Brasil.** Piracicaba, 1997. 76p. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.

TELLES, M.P.C. **Diversidade genética e estrutura populacional de cagaiteira (*Eugenia dysenterica* DC) do sudeste de Goiás.** Goiânia, 2000. 129p. Dissertação (Mestrado), Universidade Federal de Goiás.

TRINDADE, M.G. **Estrutura genética de populações naturais de cagaiteira (*Eugenia dysenterica* DC).** Goiânia, 2001. 104p. Dissertação (Mestrado), Universidade Federal de Goiás.

WARTENBERG, D. **SAAP: spatial autocorrelation analysis program.** New York: Exerter publishers, 1989.