

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

MAURICIO KOUBAY DO AMARAL

ANÁLISE FATORIAL APLICADA À VARIAÇÃO ESPACIAL DE ESPÉCIES
FLORESTAIS NATIVAS

CURITIBA

2014

MAURICIO KUBAY DO AMARAL

ANÁLISE FATORIAL APLICADA À VARIAÇÃO ESPACIAL DE ESPÉCIES
FLORESTAIS NATIVAS

Tese apresentada como requisito parcial à obtenção do grau de Doutor em Engenharia Florestal, no Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná.

Orientador: Prof. Dr. Sylvio Péllico Netto
Co-orientadora: Prof.^a Dra. Christel Lingnau
Co-orientador: Prof. Dr. Afonso Figueiredo Filho

CURITIBA

2014

Ficha catalográfica elaborada por Denis Uezu – CRB 1720/PR
Biblioteca de Ciências Florestais e da Madeira - UFPR

Amaral, Mauricio Koubay do

Análise fatorial aplicada à variação espacial de espécies florestais nativas /
Mauricio Koubay do Amaral. – 2014
151 f. : il.

Orientador: Prof. Dr. Sylvio Péllico Netto

Coorientadores: Prof.^a Dra. Christel Lingnau
Prof. Dr. Afonso Figueiredo Filho

Tese (doutorado) - Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências
Agrárias, Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal. Defesa:
Curitiba, 10/02/2014.

Área de concentração: Manejo Florestal

1. Vegetação - Classificação. 2. Mapeamento florestal. 3. Análise multivariada.
4. Teses. I. Péllico Netto, Sylvio. II. Lingnau, Christel. III. Figueiredo Filho, Afonso.
IV. Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Agrárias. V. Título.

CDD – 634.9

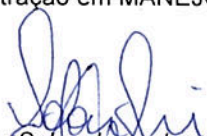
CDU – 634.0.187




Universidade Federal do Paraná
Setor de Ciências Agrárias - Centro de Ciências Florestais e da
Madeira
Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal

PARECER
Defesa n.º. 1009


A banca examinadora, instituída pelo colegiado do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, do Setor de Ciências Agrárias, da Universidade Federal do Paraná, após argüir o(a) doutorando(a) *Maurício Koubay do Amaral* em relação ao seu trabalho de tese intitulado "**ANÁLISE FATORIAL APLICADA À VARIAÇÃO ESPACIAL DE ESPÉCIES FLORESTAIS NATIVAS**", é de parecer favorável à **APROVAÇÃO** do(a) acadêmico(a), habilitando-o(a) ao título de *Doutor* em Engenharia Florestal, área de concentração em MANEJO FLORESTAL.




Dr. Solon Jonas Longhi
Universidade Federal de Santa Maria
Primeiro examinador



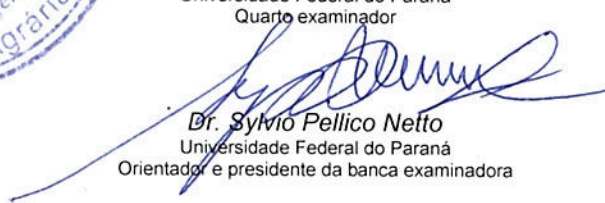
Dr. Márcio Coraiola
Pontifícia Universidade Católica do Paraná
Segundo examinador



Dr. Jair Mendes Marques
Universidade Tuiuti do Paraná
Terceiro examinador




Dr. Christel Lingnau
Universidade Federal do Paraná
Quarto examinador



Dr. Sylvio Pellico Netto
Universidade Federal do Paraná
Orientador e presidente da banca examinadora



Curitiba, 10 de fevereiro de 2014.



Antonio Carlos Batista
Coordenador do Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal
Jorge Luis Monteiro de Matos
Vice-coordenador do curso

BIOGRAFIA DO AUTOR

MAURICIO KOUBAY DO AMARAL, filho de João Mendes do Amaral e Aracy Koubay do Amaral, nasceu em Tibagi no estado do Paraná, no dia 10 de junho de 1977.

Iniciou os estudos no Ensino Fundamental em 1984 na Escola Rural Municipal São Bento, o qual foi concluído na Escola David Federmann no ano de 1991.

O ensino Médio foi realizado no Colégio Pontagrossense – Educação Infantil, Ensino Fundamental e Médio, no município de Ponta Grossa, PR, iniciado em 1992, concluindo-o em 1994.

No ano de 1995 ingressou nos Cursos de Licenciatura em Matemática na Universidade Estadual de Ponta Grossa, período vespertino e Bacharelado em Administração com Ênfase em Análise de Sistemas na Faculdade Cristo Rei no período noturno, concluindo-os em 1998.

No ano de 2005, ingressou no mestrado no Curso de Pós-graduação em Métodos Numéricos em Engenharia da Universidade Federal do Paraná, área de concentração em Programação Matemática, concluindo-o em 2006.

Em março de 2010 ingressou no Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal da Universidade Federal do Paraná, na área de concentração Manejo Florestal, tendo concluindo-o em 2014.

Dedico esse trabalho aos meus pais João e Aracy por estarem sempre ao meu lado transmitindo conhecimento e sabedoria.

À minha esposa Tabata, pelo amor, apoio constante, compreensão e incentivo e ao meu filho Arthur, razão do meu viver.

AGRADECIMENTOS

À Deus, pelo dom da vida.

À meu Orientador, Prof. Dr. Sylvio Péllico Netto pela orientação, exemplo e amizade.

À minha Co-orientadora Prof^a Christel Lingnau pela orientação e confiança.

À meu Co-orientador, Prof. Dr. Afonso Figueiredo Filho pela orientação e disponibilidade da base de dados da FLONA de Irati.

Aos colegas do doutorado, que sempre estiveram dispostos a ajudar nas dificuldades André, Vagner, Rorai.

À UTFPR, em especial a coordenação do curso de Matemática da Unidade Curitiba, pelo apoio e oportunidade.

À CAPES – Coordenação de aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior pela concessão da bolsa de estudos.

À Universidade Federal do Paraná e ao Curso de Pós-graduação em Engenharia Florestal pelo amparo durante o período do Doutorado.

RESUMO

A pesquisa teve como objetivo propor métodos alternativos e eficazes para a classificação do comportamento espacial de indivíduos arbóreos da Floresta Ombrófila Mista (FOM) e, para isso, o presente estudo está dividido em quatro capítulos, que tem os seguintes objetivos específicos: O primeiro analisa a relação entre a espacialização das espécies, advindas da aplicação da técnica da Análise Fatorial, em correspondência às variáveis de densidade, dominância e frequência, assim como sugere um modelo que defina cada conjunto de indivíduos alocados dentro dos grupos que foram classificados, por meio dos escores fatoriais de cada fator. O segundo capítulo desenvolve um método que classifica as espécies arbóreas da FOM, em relação ao padrão de dispersão espacial dos indivíduos. O terceiro capítulo propõe um novo instrumento metodológico, desenvolvido através da técnica da Análise Fatorial para classificar espécies de florestas nativas, em relação ao valor de cobertura de Braun-Blanquet, enquanto o quarto capítulo determina um novo processo de classificação da importância das espécies dentro de uma área de FOM. Os dados utilizados para o desenvolvimento da pesquisa são oriundos do levantamento amostral de 2007/2008, realizado em um fragmento de FOM, localizado no segundo planalto paranaense, entre os municípios de Fernandes Pinheiro e Teixeira Soares, a 5 km de Irati, PR. Os resultados dos métodos desenvolvidos estão apresentados em tabelas, que tem por finalidade orientar a classificação frente à variação de amplitude entre e dentro dos fatores, assim como em correspondência às variáveis fitossociológicas. As discussões ocorreram por intermédio do processo de espacialização ordenada dos indivíduos na área do experimento, conforme resultados dos métodos. Por fim, a pesquisa mostra que apenas um fator ou uma variável relativa: densidade, dominância ou frequência é limitado para classificar todas as espécies arbóreas das parcelas permanentes, em virtude dessas apresentarem características morfológicas próprias. Assim, esses novos procedimentos metodológicos, advindos da Análise Fatorial, podem ser utilizados como instrumentos de classificação do comportamento na disposição dos indivíduos da mesma espécie, nível de valor de cobertura e importância das espécies nas parcelas permanentes.

Palavras-chave: Análise multivariada; Floresta Ombrófila Mista; Dispersão espacial.

ABSTRACT

The research had as objective to propose alternative and effective methods for classification of the spatial dispersion pattern of tree individuals of the Tropical Mixed Forest (TMF) and, for this reason, the present study is divided into four chapters, which has the following specific objectives: The first examines the relationship between the spatialization of species, resulting from the application of the technique of Factor Analysis, in correspondence to the phytosociological indices of density, dominance and frequency, as well as suggests a model that define each set of individuals allocated within the groups that were classified, by means of factorial scores for each factor. The second develops a method that classifies the arboreal species of TMF, in relation to the pattern of spatial dispersion of individuals. The third proposes a new methodological tool, developed through the technique of Factorial Analysis to classify species of native forests, in relation to the index value of covering of Braun-Blanquet, while the fourth determines a new process of classification of the importance of species within an area of TMF. The data used for the development of the research are derived from the sample survey of 2007/2008, held in a fragment of TMF, located in Parana plateau, between the municipalities of Fernandes Pinheiro and Teixeira Soares, 5 km from Irati, PR. The results of the methods developed are presented in tables, which aims to guide the classification front the amplitude variation between and within the factors, as well as in correspondence to phytosociological indices. The discussions occurred through evaluation of the ordered spatialization of individuals in the area of the experiment, according to the results of the methods. Finally, the survey shows that only one factor or a relative variable: density, dominance or frequency is limited for sorting all the arboreal species in permanent plots, due to their morphological characteristics. Thus, these new procedures, originated from the Factorial Analysis, can be used as instruments for the classification of the pattern of spatial behavior, the level of value of coverage and importance of species in permanent plots.

Key-words: Multivariate analysis; Mixed Tropical Forest; Spatial dispersion.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1.2.2.2.1. ILUSTRAÇÃO DE UMA AF.....	23
FIGURA 2.3.1. TESTE DE NORMALIDADE	45
FIGURA 2.3.3. CLASSE FORMADA POR ESPÉCIES DO PRIMEIRO FATOR	60
FIGURA 2.3.5. CLASSE FORMADA POR ESPÉCIES DO SEGUNDO FATOR.....	67
FIGURA 2.3.6. AF DO TERCEIRO FATOR <i>VERSUS</i> DOMINÂNCIA RELATIVA.....	73
FIGURA 2.3.7. CLASSE FORMADA POR ESPÉCIES DO TERCEIRO FATOR	74
FIGURA 3.1.1. ESPÉCIES COM PADRÃO AGREGADO E UNIFORME	82
FIGURA 3.1.2. ESPÉCIES COM PADRÃO ALTAMENTE AGREGADO	83
FIGURA 3.1.3. ESPÉCIES COM PADRÃO UNIFORME	83
FIGURA 3.2.4. CROQUI DO EXPERIMENTO	85
FIGURA 3.3.5. ESPÉCIES DO PRIMEIRO SUBCONJUNTO.....	95
FIGURA 3.3.7. ESPÉCIES DO TERCEIRO SUBCONJUNTO.....	100
FIGURA 4.2.1. CROQUI DO EXPERIMENTO	110
FIGURA 4.3.2. PROCESSO DA MATRIZ DE CARGAS FATORIAIS	113
FIGURA 4.3.3. ANÁLISE COMPARATIVA DOS METODOS (<i>VPF</i>) E (<i>VC</i>).....	123
FIGURA 5.3.1. ANÁLISE COMPARATIVA DOS MÉTODOS (<i>Fp</i>) E (<i>VI</i>)	144

LISTA DE TABELAS

TABELA 2.3.1. ESPÉCIES DISCREPANTES NO TESTE DE NORMALIDADE	46
TABELA 2.3.2. DESCRIÇÃO DOS AUTOVALORES E VARIÂNCIAS EXPLICADAS	46
TABELA 2.3.3. MATRIZ FATORIAL NÃO ROTACIONADA DA ACP PARA TRÊS FATORES	47
TABELA 2.3.4. MATRIZ FATORIAL ROTACIONADA DA ACP PARA TRÊS FATORES	48
TABELA 2.3.5. RESULTADOS DA ANÁLISE FATORIAL E DOS INDICES FITOSSOSIOLÓGICOS	51
TABELA 3.3.1. MATRIZ FATORIAL NÃO ROTACIONADA DA ACP PARA TRÊS FATORES	90
TABELA 3.3.2. MATRIZ FATORIAL ROTACIONADA DA ACP PARA TRÊS FATORES	90
TABELA 3.3.3. ESPÉCIES DO 1º SUBCONJUNTO 1, ARRANJADOS DOS RESULTADOS DAS EQUAÇÕES 9 E 12	92
TABELA 3.3.4. ESPÉCIES DO 2º SUBCONJUNTO, ARRANJADOS DOS RESULTADOS DAS EQUAÇÕES 10 E 12	93
TABELA 3.3.5. ESPÉCIES DO 3º SUBCONJUNTO, ARRANJADOS DOS RESULTADOS DAS EQUAÇÕES 11 E 12	94
TABELA 4.3.1. MATRIZ FATORIAL NÃO ROTACIONADA DA ACP PARA DOIS FATORES	113
TABELA 4.3.2. MATRIZ FATORIAL ROTACIONADA DA ACP PARA DOIS FATORES	114
TABELA 4.3.3. DESCRIÇÃO DAS ESPÉCIES PELOS RESULTADOS DE (VC) E (VPF).....	117
TABELA 5.3.1. MATRIZ FATORIAL NÃO ROTACIONADA DA ANÁLISE DE COMPONENTES PRINCIPAIS	135
TABELA 5.3.2. DESCRIÇÃO DAS ESPÉCIES PELOS RESULTADOS DE (VI) E (Fp)	138

SUMÁRIO

1 ASPECTOS GERAIS DA PESQUISA	13
1.1 INTRODUÇÃO	13
1.2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	15
1.2.1 Análise da estrutura da Floresta.....	15
1.2.1.1 Estrutura Horizontal.....	15
Densidade	16
Dominância	16
Frequência	18
Valor de Cobertura (<i>VC</i>).....	18
Valor de Importância (<i>VI</i>).....	19
1.2.2 Análise Estatística Multivariada.....	19
Estatística Descritiva	20
Vetor Aleatório.....	20
Esperança de um vetor aleatório (REIS, 1997)	20
Matriz de variâncias-covariâncias (Σ) de um vetor aleatório (FURTADO, 2008).....	21
1.2.2.2 Análise Fatorial (AF).....	23
Introdução	23
Características da Análise Fatorial.....	24
Consistência dos dados para Análise Fatorial.....	24
Modelo de Análise Fatorial Via Matriz de Correlação (MINGOTI, 2007)	26
Modelo de fatores ortogonal (JOHNSON e WICHERN, 1998)	27
Crítérios para Estimação do Número de Fatores (MANLY, 1986).....	29
Métodos de Estimação das Matrizes de carregamento e variâncias específicas.....	30
Método da Análise das Componentes Principais (ACP) (MINGOTI, 2007)	30
Estimação dos Escores dos Fatores (<i>F</i>) para cada Elemento Amostral	31
Rotação Ortogonal de Fatores (HAIR JUNIOR <i>et al.</i> , 2005)	33
Crítério Varimax para encontrar a matriz ortogonal ($Tm \times m$)	33
REFERÊNCIAS.....	34

2 ANÁLISE DO COMPORTAMENTO NA DISPOSIÇÃO DE INDIVÍDUOS ARBÓREAS COM O USO DE VARIÁVEIS FITOSSOCIOLOGICAS NA ANÁLISE FATORIAL.....	37
2.1 INTRODUÇÃO	39
2.2 MATERIAL E MÉTODOS	41
2.2.1 Caracterização da População	41
2.2.2 Delineamento da Pesquisa.....	42
2.2.3 Descrição da Pesquisa.....	42
2.2.4 Análise dos dados	44
2.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	44
2.3.1 Análise do grupo de espécies formado a partir dos escores do primeiro fator. 59	
2.3.2 Análise do grupo de espécies formado a partir dos escores do segundo fator.	61
2.3.3 Análise do grupo de espécies formado a partir dos escores do terceiro fator. .69	
2.4 CONCLUSÕES	76
REFERÊNCIAS.....	76
3 CLASSIFICAÇÃO DO COMPORTAMENTO NA DISPOSIÇÃO DOS INDIVÍDUOS DE ESPÉCIES ARBÓREAS PELA ANÁLISE FATORIAL.....	80
3.1 INTRODUÇÃO	82
3.2 MATERIAL E MÉTODOS	85
3.2.1 População da Pesquisa.....	85
3.2.2 Delineamento da Pesquisa.....	85
3.2.3 Descrição da Pesquisa.....	86
3.2.4 Análise dos dados	88
3.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	89
3.3.1 Análise da disposição das espécies do 1º subconjunto	94
3.3.2 Análise da disposição das espécies do 2º subconjunto	97
3.3.3 Análise da disposição das espécies do 3º subconjunto	99
3.4 CONCLUSÕES	101
REFERÊNCIAS.....	102
4 NOVO VALOR DE COBERTURA DESENVOLVIDO POR MEIO DA ANÁLISE FATORIAL PARA CLASSIFICAR ESPÉCIES DE FLORESTAS NATIVAS	106
4.1 INTRODUÇÃO	108

4.2 MATERIAL E MÉTODOS	109
4.2.1 Descrição da População e Caracterização da Área	109
4.2.2 Variáveis do Processo.....	110
4.2.3 Cálculo do valor de cobertura (<i>VC</i>).....	110
4.2.4 Análise Fatorial com a predefinição de dois fatores	111
4.2.5 Descrição da Metodologia	111
4.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	112
4.4 CONCLUSÕES	124
REFERÊNCIAS.....	125
5 INDICADOR DO NÍVEL DE IMPORTÂNCIA DAS ESPÉCIES NAS FLORESTAS NATIVAS POR MEIO DA ANÁLISE FATORIAL.....	128
5.1 INTRODUÇÃO	130
5.2 MATERIAL E MÉTODOS	132
5.2.1 Desenvolvimento do cálculo do valor de importância (<i>VI</i>).....	132
5.2.2 Desenvolvimento da Análise Fatorial	133
5.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	135
5.4 CONCLUSÕES	145
REFERÊNCIAS.....	146
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS E RECOMENDAÇÕES.....	150

1 ASPECTOS GERAIS DA PESQUISA

1.1 INTRODUÇÃO

O conhecimento do arranjo espacial de indivíduos arbóreos de Floresta Ombrófila Mista (FOM) é importante, porque fornece parâmetros, a respeito do comportamento espacial dos indivíduos e isso alavanca a seleção de técnicas específicas para o desenvolvimento de estratégias de manejo e/ou conservação florestal.

Informações a respeito das características de estrutura, como: aleatoriedade, uniformidade ou agregação são essenciais para o processo reprodutivo, pois espécies com padrão de disposição agregada são apropriadas para serem plantadas em áreas degradadas, em matas ciliares e distúrbios como a abertura natural de uma clareira, num desmatamento ou em áreas que tenham ocorrido incêndios.

Souza *et al.* (2006) salientaram que qualquer intervenção planejada em determinada floresta tem que ser precedida de inventário minucioso, que forneça estimativas fidedignas dos parâmetros: diversidade, frequência, densidade, dominância e as distribuições diamétrica e espacial das espécies, as quais permitem verificar as condições em que se encontram a floresta e determinar quais espécies e números de indivíduos podem ser explorados ou mantidos na área, de forma que a reprodução seja garantida.

Muitos índices descrevem a disposição espacial dos indivíduos. Em relação a isso, Rossi e Higuchi (1998) avaliaram diversos índices (Razão variância sobre a média, Medidas de densidade e o índice de Morisita) na detecção do padrão espacial, concluindo que os resultados baseados no índice de Morisita e na Razão variância sobre a média foram muito semelhantes e adequados. Durigan (2012) afirmou que o índice de Morisita sofre influência em relação ao tamanho e à disposição das unidades amostrais, ou seja, uma população pode distribuir-se de forma agregada em uma escala e de forma aleatória ou até mesmo regular em outra.

A espécie categorizada pelo valor de importância, por meio de inventário fitossociológico realizado em FOM, é detentora de informações a respeito das seguintes variações: número de indivíduos, potencialidade produtiva e regularidade da disposição dos indivíduos, além de indicar a participação de cada espécie em relação às remanescentes (BRAUN BLANQUET, 1932; HOSOKAWA *et al.*, 2001).

No entanto, as pesquisas mostram que existe apenas um método, que classifica as espécies quanto à sua importância dentro da área de FOM, e isso é incipiente se for levado em consideração a espacialização das espécies e o crescente desenvolvimento de técnicas da estatística multivariada, advindos do avanço tecnológico (MELO e HEPP, 2008).

A grande incógnita diz respeito à relação entre o resultado do valor de importância e o entendimento espacial do comportamento dos indivíduos. Não existem pesquisas nessa linha de desenvolvimento e, portanto, não se conhece o sentido representativo desse valor, assim como existe a ocorrência de diferentes resultados dessas variáveis para a mesma espécie, muitas vezes envolvendo a mesma área. Isso ocorre devido ao inventário fitossociológico realizado, além desse caso, há o fato da variação da amplitude (0 a 300%), ou seja, é incompreensível.

Diante desses apontamentos, pesquisou-se metodologias que, relacionadas às variáveis fitossociológicas proporcionassem informações relevantes para o desenvolvimento de um novo processo classificatório. Essa busca apontou para a análise estatística multivariada, a qual consiste em um conjunto de técnicas utilizadas em situações nas quais muitas variáveis são mensuradas simultaneamente (MINGOTI, 2007; FURTADO, 2008). Dentre essas destacou-se a Análise Fatorial, que tem como objetivo descrever a variabilidade original de um vetor aleatório em termos de um número menor de fatores comuns (MANLY, 1986).

Assim, a pesquisa tem como objetivo aplicar a técnica da Análise Fatorial a dados de variáveis fitossociológicas de densidade, dominância e frequência de espécies arbóreas da Floresta Ombrófila Mista, a fim de desenvolver métodos mais simples e eficazes, que levem em consideração a estrutura de covariância das variáveis, propondo modelos que classificam as espécies, quanto ao comportamento na disposição dos indivíduos, ao valor de cobertura e de importância.

1.2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

1.2.1 Análise da estrutura da Floresta

A estrutura da floresta pode ser definida como a disposição espacial das espécies e a quantidade de árvores numa área florestal, sendo o resultado dos hábitos de crescimento dos indivíduos e das condições ambientais onde o povoamento se originou e desenvolveu (HUSCH *et al.*, 1982).

A determinação da estrutura horizontal implica na quantificação da participação de cada espécie em relação às outras e de sua disposição espacial para o conjunto de parcelas permanentes utilizadas, por meio do cálculo da densidade, dominância, frequência, valor de importância e valor de cobertura de cada espécie como proposto por Longhi (1980).

1.2.1.1 Estrutura Horizontal

A análise da estrutura horizontal deverá quantificar a participação de cada espécie em relação às outras e verificar a forma de disposição espacial de cada espécie (HOSOKAWA *et al.*, 2001).

Densidade

Avalia o grau de participação das diferentes espécies identificadas na comunidade vegetal (LAMPRECHT, 1990). Este resultado refere-se ao número de indivíduos de cada espécie, dentro de uma associação vegetal por unidade de superfície. Pode ser expresso por:

Densidade Absoluta: Indica o número total de indivíduos de uma determinada espécie por unidade de área:

$$DA_{abs}^i = n_i/ha \quad (1.2.1.1)$$

Em que,

DA_{abs}^i = densidade absoluta da espécie (i), para ($i = 1,2, \dots 118$);

n_i = número total de indivíduos amostrados da espécie (i), para ($i = 1,2, \dots 118$);

ha = hectare.

Densidade Relativa: Indica o número de indivíduos de uma determinada espécie em relação ao total de indivíduos de todas as espécies identificadas no levantamento:

$$DA_{rel}^i = \frac{n_i/ha}{N/ha} = \frac{n_i}{N} \times 100 \quad (1.2.1.2)$$

Onde:

DA_{rel}^i = Densidade relativa da espécie (i), para ($i = 1,2, \dots 118$);

N = número total de indivíduos da área das parcelas permanentes.

Dominância

A dominância ou grau de cobertura das espécies é considerado segundo Lamprecht (1990) como, expressão do espaço por elas requerido, sendo definida como o somatório de todas as projeções horizontais dos vegetais sobre o solo. No caso de árvores, a dominância de uma espécie exprime-se pela soma das projeções das copas de todos seus indivíduos.

Em florestas muito densas é muito difícil e praticamente impossível determinar os valores de projeção horizontal das copas das árvores, devido à existência de vários dosséis dispostos um sobre o outro, formando uma estrutura vertical e horizontal muito complexa. Por isso, Cain *et al.* (1956) propõem que se utilize a área basal do tronco das árvores como substituição a projeção das copas, já que existe uma estreita correlação entre a área basal do tronco e a projeção da copa das árvores.

Diante disso,

$$g_i = \frac{CAP_i^2}{4\pi} \quad 1.2.1.3$$

ou

$$g_i = \frac{\pi DAP_i^2}{4} \quad 1.2.1.4$$

g_i = área basal total da espécie (i), para ($i = 1,2, \dots 118$);

CAP_i = circunferência total da espécie (i), para ($i = 1,2, \dots 118$) a 1,30 m do solo;

DAP_i = diâmetro total da espécie (i), para ($i = 1,2, \dots 118$) a 1,30m do solo.

Dominância absoluta: Soma das áreas basais dos indivíduos pertencentes a uma mesma espécie, por unidade de área.

$$DO_{abs}^i = (g_i/ha) \quad 1.2.1.5$$

Em que,

DO_{abs}^i = dominância absoluta da espécie (i), para ($i = 1,2, \dots 118$), em (m^2/ha);

ha = hectare.

Dominância relativa: Indica a porcentagem da área basal da espécie (i), para ($i = 1,2, \dots 118$), que compõe a área basal total das árvores de todas as espécies, por unidade de área.

$$DO_{rel}^i = \frac{(g_i/ha)}{(G/ha)} = \frac{g_i}{G} \times 100 \quad 1.2.1.6$$

Em que,

DO_{rel}^i = dominância relativa da espécie (i), para ($i = 1,2, \dots 118$), em (%);

G/ha = área basal total das espécies por hectare.

“A dominância permite medir a potencialidade produtiva da floresta e constitui um parâmetro útil para a determinação das qualidades da espécie” (HOSOKAWA *et al.*, 2001).

Frequência

Para Goldsmith e Harrison (1976), a frequência pode ser definida como a chance de se encontrar uma espécie em determinada área numa amostragem experimental.

Frequência absoluta: expressa a porcentagem de parcelas em que a espécie (i), para ($i = 1, 2, \dots, 118$) ocorre:

$$FQ_{abs}^i = (NS_i / NS_t) \times 100 \quad 1.2.1.7$$

Em que,

FQ_{abs}^i = frequência absoluta da espécie (i), para ($i = 1, 2, \dots, 118$);

NS_i = número total de parcelas amostradas com a espécie (i), para ($i = 1, 2, \dots, 118$);

NS_t = número total de parcelas da área do experimento.

Frequência relativa: é a porcentagem de ocorrência da espécie (i), para ($i = 1, 2, \dots, 118$), em relação à soma das frequências absolutas de todas as espécies.

$$FQ_{rel} = \frac{FQ_{abs}^i}{\sum FQ_{abs}^i} \times 100 \quad 1.2.1.8$$

Valor de Cobertura (VC)

Segundo Hosokawa *et al.* (2001) a importância de uma espécie se caracteriza pelo número de árvores e suas dimensões (densidade e dominância), que determina seu espaço dentro da biocenose florestal, não importando se as árvores aparecem isoladas ou em grupos (frequência).

Ainda, conforme os autores aconselha-se caracterizar as espécies pelo *valor de cobertura* (densidade relativa + dominância relativa), método de Braun-Blanquet, usado em botânica, o qual diz que uma espécie é representada pelo seu valor de avaliação, *potência da espécie*, que corresponde à somatória de densidade e dominância.

$$VC = DA_{rel} + DO_{rel} \quad 1.2.1.9$$

Valor de Importância (*VI*)

Embora os dados estruturais de densidade, dominância e frequência revelem aspectos essenciais da composição florística, estes são isolados e parciais. Curtis e McIntosh (1951), propuseram o valor de importância, como sendo uma combinação dos três aspectos parciais mencionados, em uma única expressão que abrange o aspecto estrutural em sua totalidade, a fim de conferir uma nota global para cada espécie da comunidade vegetal.

$$VI = DA_{rel} + DO_{rel} + F_{rel} \quad 1.2.1.10$$

1.2.2 Análise Estatística Multivariada

A análise multivariada possibilita ao pesquisador avaliar um conjunto grande de variáveis com o propósito de simplificar ou facilitar a interpretação do fenômeno que está sendo investigado.

A estatística multivariada é definida segundo Mingoti (2007) como: “Um conjunto de métodos estatísticos utilizados em situações nas quais inúmeras variáveis são medidas simultaneamente, em cada elemento amostral.” O conhecimento dessas técnicas permite ao pesquisador escolher e aplicar aquela mais adequada aos dados, a fim de analisar e discutir os resultados do problema.

De acordo com Johnson e Wichern (1998), em problemas que envolvem (p) variáveis ($p \geq 1$), tomando-se (n) observações de cada vetor aleatório (\underline{X}) de dimensão (p), tem-se que as medidas observadas (X_{ij}), com ($i = 1, 2, \dots, n$) e ($j = 1, 2, \dots, p$), podem ser arranjadas em uma matriz de dados genérica, denotada por (X) ou ($X_{n \times p}$), e pode ser representada como em (1.2.2.1).

$$X_{n \times p} = \begin{bmatrix} x_{11} & \cdots & x_{1p} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{n1} & \cdots & x_{np} \end{bmatrix} \quad 1.2.2.1$$

A forma de representação dos dados, pela expressão (1.2.2.1), faz com que cada linha da matriz seja um vetor de dimensão (p), de observações multivariadas, e

cada coluna, um vetor de dimensão (n), das observações de uma determinada variável.

Estatística Descritiva

Segundo Furtado (2008), quando se tem um banco de dados grande existe um sério obstáculo para qualquer tentativa de extração de informações visuais pertinentes ao mesmo. Muitas das informações contidas nesse banco de dados podem ser obtidas por cálculo de certos números, conhecidos como estatísticas descritivas.

Vetor Aleatório

Um vetor aleatório é um vetor cujos elementos são variáveis aleatórias (MINGOTI, 2007).

$$\underline{X}' = [X_1 \quad X_2 \quad \dots \quad X_p] \quad 1.2.2.2$$

Esperança de um vetor aleatório (REIS, 1997)

Seja (\underline{X}) um vetor aleatório da ordem ($p \times 1$). Então sua esperança é:

$$E(\underline{X}') = [E(X_1) \quad E(X_2) \quad \dots \quad E(X_p)] = [\mu_1 \quad \mu_2 \quad \dots \quad \mu_p] \quad 1.2.2.3$$

No vetor aleatório cada elemento é uma variável aleatória com certa distribuição de probabilidade marginal. As médias marginais (μ_i), e as variâncias, (σ_i^2), são definidas como: $\mu_i = E(X_i)$ e $\sigma_i^2 = E(X_i - \mu_i)^2$ para ($i = 1, 2, \dots, p$), respectivamente. Especificamente, tem-se que:

$$\mu_i = \begin{cases} \int_{-\infty}^{+\infty} x_i f_i(x_i) dx_i & \text{se } X_i \text{ é uma v. a. contínua com fdp } f_i(x_i) \\ \sum x_i p_i(x_i) & \text{se } X_i \text{ é uma v. a. discreta com fp } p_i(x_i) \end{cases} \quad 1.2.2.4$$

$$\sigma_i^2 = \begin{cases} \int_{-\infty}^{+\infty} (x_i - \mu_i)^2 f_i(x_i) dx_i & \text{se } X_i \text{ é uma v. a. contínua com fdp } f_i(x_i) \\ \sum (x_i - \mu_i)^2 p_i(x_i) & \text{se } X_i \text{ é uma v. a. discreta com fp } p_i(x_i) \end{cases} \quad 1.2.2.5$$

Matriz de variâncias-covariâncias (Σ) de um vetor aleatório (FURTADO, 2008)

Em nível populacional, no sentido estatístico do termo, a covariância é a medida de dispersão conjunta de duas variáveis (X_i) e (X_j) em torno das suas médias (\bar{X}_i) e (\bar{X}_j)

Dado o vetor aleatório (\underline{X}), tem-se que a matriz de variância-covariância do vetor é:

$$Cov(\underline{X}) = \Sigma \quad 1.2.2.6$$

Como:

$$V(\underline{X}) = E[\underline{X} - E(\underline{X})]^2 = E[\underline{X} - \underline{\mu}]^2 = E[(\underline{X} - \underline{\mu})(\underline{X} - \underline{\mu})'] = \quad 1.2.2.7$$

$$= E \left[\begin{pmatrix} X_1 - \mu_1 \\ \vdots \\ X_p - \mu_p \end{pmatrix} (X_1 - \mu_1 \quad \dots \quad X_p - \mu_p) \right] \quad 1.2.2.8$$

$$= E \begin{bmatrix} (X_1 - \mu_1)^2 & (X_1 - \mu_1)(X_2 - \mu_2) & \dots & (X_1 - \mu_1)(X_p - \mu_p) \\ (X_2 - \mu_2)(X_1 - \mu_1) & (X_2 - \mu_2)^2 & \dots & (X_2 - \mu_2)(X_p - \mu_p) \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ (X_p - \mu_p)(X_1 - \mu_1) & (X_p - \mu_p)(X_2 - \mu_2) & \dots & (X_p - \mu_p)^2 \end{bmatrix} \quad 1.2.2.9$$

Portanto,

$$Cov(\underline{X}) = \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1p} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 & \dots & \sigma_{2p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{p1} & \sigma_{p2} & \dots & \sigma_p^2 \end{bmatrix} \quad 1.2.2.10$$

Em que:

σ_i^2 é a variância da variável aleatória (X_i) e (σ_{ij}) é a covariância entre as variáveis (X_i) e (X_j).

Para estimar a matriz de covariância populacional, (Σ), utiliza-se a matriz de covariância amostral, (S), que é dada por:

$$S = \begin{bmatrix} S_{11} & S_{12} & \dots & S_{1p} \\ S_{21} & S_{22} & \dots & S_{2p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ S_{p1} & S_{p2} & \dots & S_{pp} \end{bmatrix} \quad 1.2.2.11$$

A matriz é simétrica, os elementos da diagonal principal são as variâncias, enquanto os restantes são as covariâncias. Uma medida de variação é fornecida pela variância amostral da variável aleatória (X_j).

$$S_j^2 = S_{jj} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_{ij} - \bar{X}_j)^2 \quad j = 1, 2, \dots, p \quad 1.2.2.12$$

A raiz quadrada da variância amostral, ($\sqrt{S_{jj}}$) é conhecida como desvio padrão amostral. Esta medida de variação tem a mesma unidade de medida das observações.

Uma medida de associação entre as observações de duas variáveis (k) e (k'), é dada pela covariância amostral:

$$S_{kk'} = \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^n (x_{jk} - \bar{X}_k)(x_{jk'} - \bar{X}_{k'}) \quad k, k' = 1, 2, \dots, p \quad 1.2.2.13$$

A matriz de correlação amostral que estima o parâmetro de correlação populacional é:

$$\delta_{p \times p} = \begin{bmatrix} 1 & r_{12} & \dots & r_{1p} \\ r_{21} & 1 & \dots & r_{2p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ r_{p1} & r_{p2} & \dots & 1 \end{bmatrix} \quad 1.2.2.14$$

Para a correlação amostral, a medida de associação linear entre duas variáveis não depende da unidade de mensuração. O coeficiente de correlação amostral para (k – ésima) variável, é definido por:

$$r_{kk'} = \frac{S_{kk'}}{\sqrt{S_{kk}}\sqrt{S_{k'k'}}} = \frac{\sum_{j=1}^n (x_{jk} - \bar{X}_k)(x_{jk'} - \bar{X}_{k'})}{\sqrt{\sum_{j=1}^n (x_{jk} - \bar{X}_k)^2} \sqrt{\sum_{j=1}^n (x_{jk'} - \bar{X}_{k'})^2}} \quad 1.2.2.15$$

Verifica-se que ($r_{kk'} = r_{k'k}$) para todo (k) e (k'). O coeficiente de correlação amostral é a versão estandardizada da covariância amostral, no qual o produto das raízes das variâncias das amostras fornece a estandardização. O coeficiente de correlação amostral pode ser considerado como uma covariância amostral. Suponha que os valores (x_{jk}) e ($x_{jk'}$) sejam substituídos pelos valores padronizados,

$$\frac{(x_{jk} - \bar{X}_k)}{\sqrt{S_{kk}}} \text{ e } \frac{(x_{jk'} - \bar{X}_{k'})}{\sqrt{S_{k'k'}}} \quad 1.2.2.16$$

Então, esses valores padronizados serão expressos sem escalas de medidas (adimensionais), pois serão centrados em zero e expressos em unidades de desvio padrão. O coeficiente de correlação amostral será justamente a covariância amostral das observações estandardizadas.

1.2.2.2 Análise Fatorial (AF)

Introdução

A Análise Fatorial foi introduzida por um psicólogo chamado Charles Edward Spearman, no começo do século 20 (1904), enquanto estudava correlações entre escores de testes de estudantes de vários tipos, a fim de descrever a inteligência, por meio de um único fator (REIS, 1997; MINGOTI, 2007).

“O termo Análise Fatorial foi dado a uma classe de métodos estatísticos multivariados cujo propósito principal é definir a estrutura subjacente em uma matriz de dados” (HAIR JUNIOR *et al.*, 2005).

Para Chaves Neto (1997) a análise fatorial é uma técnica de análise multivariada que tem por objetivo explicar as correlações entre um conjunto grande de variáveis em termos de um conjunto de poucas variáveis aleatórias não-observáveis chamadas fatores (FIGURA 1.2.2.2.1).

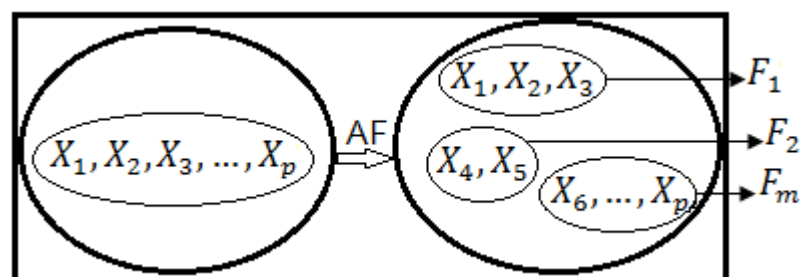


FIGURA 1.2.2.2.1. ILUSTRAÇÃO DE UMA AF
 FONTE: CHAVES NETO (1997).

Características da Análise Fatorial

Na análise fatorial as variáveis aleatórias são agrupadas de acordo com suas correlações; dentro de uma classe as variáveis aleatórias são altamente correlacionadas entre si, enquanto entre as classes são baixas. É admissível que cada uma dessas represente um fator, a qual é responsável pelas correlações observadas.

Consistência dos dados para Análise Fatorial

Segundo Hair Junior *et al.* (2005) as suposições críticas na análise fatorial são mais conceituais do que estatisticamente comprovadas. De um ponto de vista estatístico, os desvios da normalidade, da homocedasticidade e da linearidade aplicam-se apenas no nível em que elas diminuem as correlações observadas. Os autores também afirmam que a matriz de dados deve apresentar correlações suficientes para justificar a aplicação da análise fatorial. Se a inspeção visual não revelar substanciais correlações ($>0,30$), então a análise fatorial provavelmente será inapropriada.

Mingoti (2007) cita e descreve outros modos para determinar a adequação da análise fatorial, sendo o Critério de Kaiser-Meyer-Olkin (*KMO*) e o Teste de esfericidade de Bartlett para a matriz de correlação. Esse último será descrito, porém não utilizado devido à condição de não normalidade multivariada dos dados.

1) Critério de Kaiser-Meyer-Olkin (*KMO*)

Essa medida é representada por um índice (*KMO*) que avalia a adequabilidade da análise fatorial, sendo calculada por:

$$KMO = \frac{\sum_{i \neq j} r_{ij}^2}{\sum_{i \neq j} r_{ij}^2 + \sum_{i \neq j} q_{ij}^2} \quad 1.2.2.17$$

Em que (r_{ij}^2) é o quadrado dos elementos da matriz de correlação original (fora da diagonal);

(q_{ij}^2) é o quadrado dos elementos fora da diagonal da matriz anti-imagem, em que (q_{ij}) é o coeficiente de correlação parcial entre as variáveis (X_i) e (X_j) .

Diante do exposto, alguns autores propõem condições, em relação aos valores, para adequacidade do modelo.

Para Hair Junior *et al.* (2005) valores altos (entre 0,5 e 1,0) indicam que a Análise Fatorial é apropriada, enquanto que valores baixos (<0,5), pode ser inadequada. Assim, para um (KMO) baixo, exigem-se medidas de correção nos dados amostrais através de exclusão de variáveis dentre as (p) avaliadas, ou inclusão de novas variáveis.

2) Teste de esfericidade de Bartlett para a matriz de correlação

É um teste para verificar se a matriz de correlação populacional é próxima ou não da matriz identidade (I_p) , tudo isso a partir de dados provindos de uma distribuição normal (p – variada) e correlacionados entre si, no entanto, o não-atendimento a este requisito não implica no total impedimento do uso da análise fatorial, mas sim na possível perda de confiabilidade nos resultados obtidos.

$$T = - \left[n - \frac{1}{6}(2p + 11) \right] \left[\sum_{j=1}^p \ln(\hat{\lambda}_j) \right] \quad 1.2.2.18$$

Em que,

$\ln(\cdot)$ é a função logaritmo natural;

$\hat{\lambda}_i$ são os autovalores da matriz de correlação amostral $(\delta_{p \times p})$, para $(i = 1, 2 \dots, p)$.

Sob a hipótese nula e (n) grande, a estatística (T) tem uma distribuição aproximadamente qui-quadrado com, $\nu = \frac{1}{2}p(p - 1)$ graus de liberdade. Para que o modelo de análise fatorial possa ser ajustado o teste de Bartlett deve rejeitar a hipótese nula.

$$\begin{cases} H_0: \delta = I \\ H_1: \delta \neq I \end{cases}$$

Modelo de Análise Fatorial Via Matriz de Correlação (MINGOTI, 2007)

Seja (\underline{X}) um vetor aleatório, com vetor de médias $(\underline{\mu})$, matriz de covariâncias $(\underline{\Sigma}_{p \times p})$ e matriz de correlação $(\underline{\delta}_{p \times p})$.

Sejam $Z_i = [(X_i - \mu_i)/\sigma_i]$ as variáveis originais padronizadas, em que μ_i e σ_i representam, respectivamente, a média e o desvio padrão da variável (X_i) para $(i = 1, 2, \dots, p)$. Nesse caso, a matriz $(\underline{\delta}_{p \times p})$ é a matriz de covariâncias do vetor aleatório $\underline{Z} = (Z_1 Z_2 \dots Z_p)'$.

O modelo de análise fatorial construído a partir da matriz de correlação teórica $(\underline{R}_{p \times p})$ é um modelo que relaciona linearmente as variáveis padronizadas e os (m) fatores comuns que, a princípio, são desconhecidos. As equações do modelo são dadas por:

$$\begin{aligned} Z_1 &= \frac{X_1 - \mu_1}{\sigma_1} = l_{11}F_1 + l_{12}F_2 + \dots + l_{1m}F_m + \varepsilon_1 \\ Z_2 &= \frac{X_2 - \mu_2}{\sigma_2} = l_{21}F_1 + l_{22}F_2 + \dots + l_{2m}F_m + \varepsilon_2 \\ &\quad \vdots \quad \vdots \quad \vdots \quad \quad \quad \vdots \\ Z_p &= \frac{X_p - \mu_p}{\sigma_p} = l_{p1}F_1 + l_{p2}F_2 + \dots + l_{pm}F_m + \varepsilon_p \end{aligned}$$

Em notação matricial:

$$\underline{Z} = \underline{D}(\underline{X} - \underline{\mu}) = \underline{L}\underline{F} + \underline{\varepsilon} \quad 1.2.2.19$$

Onde,

$$\underline{D}_{p \times p} = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sigma_1} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \frac{1}{\sigma_2} & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \dots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \frac{1}{\sigma_p} \end{bmatrix} \quad 1.2.2.20$$

$$(\underline{X} - \underline{\mu})_{p \times 1} = \begin{bmatrix} X_1 - \mu_1 \\ X_2 - \mu_2 \\ \vdots \\ X_p - \mu_p \end{bmatrix} \quad 1.2.2.21$$

$$\underline{F}_{m \times 1} = \begin{bmatrix} F_1 \\ F_2 \\ \vdots \\ F_m \end{bmatrix} \quad 1.2.2.22$$

$$\underline{L}_{p \times m} = \begin{bmatrix} l_{11} & l_{12} & \dots & l_{1m} \\ l_{21} & l_{22} & \dots & l_{2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ l_{p1} & l_{p2} & \dots & l_{pm} \end{bmatrix} \quad 1.2.2.23$$

$$\underline{\varepsilon}_{p \times 1} = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_p \end{bmatrix} \quad 1.2.2.24$$

O coeficiente (l_{ij}), comumente chamado de *loadings* ou por cargas fatoriais de posto ($m \leq p$), é o coeficiente da (i – ésima) variável padronizada (Z_i) no (j – ésimo) fator (F_j) e representa o grau de relacionamento linear entre (Z_i) e (F_j) para ($j = 1, 2, \dots, p$).

Os coeficientes (l_{ij}) ficam armazenados na matriz (L), de dimensão ($p \times m$), com parâmetros (constantes), os quais precisarão ser estimados por algum mecanismo. Já (F) é um vetor aleatório ($m \times 1$) contendo (m) fatores, também chamados de variáveis latentes, que descrevem os elementos da população em estudo e não são observáveis ($1 \leq m \leq p$), ou seja, não podem ser medidos *a priori*. O erro aleatório ou de fatores específicos (ε) é um vetor ($p \times 1$), que corresponde aos erros de medida e a variação de (Z_i), que não é explicada pelos fatores comuns (F_j) para ($j = 1, 2, \dots, m$), incluídos no modelo.

Modelo de fatores ortogonal (JOHNSON e WICHERN, 1998)

Algumas suposições adicionais a respeito dos fatores comuns, fatores específicos e variáveis originais são necessárias para que se possa operacionalizar a estimação do modelo.

$$E(\underline{X}) = \underline{\mu} \quad 1.2.2.25$$

$$Cov(\underline{X}) = \underline{\Sigma} \quad 1.2.2.26$$

$$E(\underline{F}) = \begin{bmatrix} E(F_1) \\ E(F_2) \\ \vdots \\ E(F_m) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} = \underline{0}_{m \times 1} \quad 1.2.2.27.$$

$$Cov(\underline{F}) = E(\underline{F}\underline{F}^T) = \underline{I}_m = \begin{bmatrix} 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & 1 \end{bmatrix} \quad 1.2.2.28$$

Obs. 1: Todos os fatores têm médias iguais à zero, são não correlacionados e com variâncias iguais a 1.

$$E(\underline{\varepsilon}) = \begin{bmatrix} E(\varepsilon_1) \\ \vdots \\ E(\varepsilon_p) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} = \underline{0} \quad 1.2.2.29$$

$$Cov(\underline{\varepsilon}) = E(\underline{\varepsilon}\underline{\varepsilon}^T) = \underline{\Psi} = \begin{bmatrix} \psi_1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \psi_p \end{bmatrix} \quad 1.2.2.30$$

Obs. 2: Todos os erros têm médias iguais à zero, são não correlacionados e não necessariamente têm a mesma variância.

Como os vetores (\underline{F}) e $(\underline{\varepsilon})$ são independentes, então:

$$Cov(\underline{\varepsilon}_{p \times 1}, \underline{F}_{m \times 1}) = E(\underline{\varepsilon}, \underline{F}') - E(\underline{\varepsilon})E(\underline{F}') = \underline{0}_{p \times m} \quad 1.2.2.31$$

Dessa forma, pode mostrar que

$$Cov(\underline{Z}) = \underline{\delta} = E \left[\left(\frac{\underline{X} - \underline{\mu}}{\underline{\sigma}} \right) \left(\frac{\underline{X} - \underline{\mu}}{\underline{\sigma}} \right)' \right] = E \left[(\underline{L}\underline{F} + \underline{\varepsilon})(\underline{L}\underline{F} + \underline{\varepsilon})' \right] \quad 1.2.2.32$$

$$= E(\underline{L}\underline{F}\underline{F}'\underline{L}') + E(\underline{L}\underline{F}\underline{\varepsilon}') + E(\underline{\varepsilon}\underline{F}'\underline{L}') + E(\underline{\varepsilon}\underline{\varepsilon}') \quad 1.2.2.33$$

$$= \underline{L}E(\underline{F}\underline{F}')\underline{L}' + \underline{L}E(\underline{F}\underline{\varepsilon}') + E(\underline{\varepsilon}\underline{F}')\underline{L}' + \underline{\Psi} \quad 1.2.2.34$$

$$= \underline{L}\underline{I}_m\underline{L}' + \underline{L}\underline{0}_{m \times p} + \underline{0}_{p \times m}\underline{L}' + \underline{\Psi}$$

Resultando no modelo fatorial

$$\underline{\delta}_{p \times p} = \underline{L}\underline{L}' + \underline{\Psi} \quad 1.2.2.35$$

Dessa relação pode-se verificar que

$$Var(\underline{Z}_i) = \sigma_{ii} = l_{i1}^2 + l_{i2}^2 + \cdots + l_{im}^2 + \psi_i \quad i = 1, 2, \dots, p \quad 1.2.2.36$$

$$Cov(\underline{Z}_i, \underline{Z}_k) = \sigma_{ik} = l_{i1}l_{k1} + l_{i2}l_{k2} + \cdots + l_{im}l_{km} \quad i, k = 1, 2, \dots, p, \quad i \neq k \quad 1.2.2.37$$

$$Cov(\underline{Z}, \underline{F}) = Cov(\underline{L}\underline{F} + \underline{\varepsilon}, \underline{F}) = Cov(\underline{L}\underline{F}, \underline{F}) + Cov(\underline{\varepsilon}, \underline{F}) = Cov(\underline{L}\underline{F}, \underline{F}) = \underline{L} \quad 1.2.2.38$$

Conforme se verifica as cargas fatoriais e os fatores específicos são responsáveis por explicar as variâncias de cada variável (Z_i), enquanto as covariâncias são explicadas integralmente pelos fatores comuns.

Os elementos da diagonal de (LL') são denominados de comunalidades ou variâncias comuns e representa a fração da variância da variável (Z_i) que é explicada pelos (m) fatores comuns, incluídos no modelo fatorial, sendo definido por:

$$h_i^2 = \sum_{j=1}^m l_{ij}^2 = l_{i1}^2 + l_{i2}^2 + \dots + l_{im}^2 \quad i = 1, 2, \dots, p \quad 1.2.2.39$$

Já (ψ_i) é a parte da variabilidade de (Z_i) associada apenas ao erro aleatório (ε_i), o qual é específico de cada variável (Z_i), ou seja, indica até que ponto os (m) fatores comuns falham na explicação da variância total da variável. Esta parte da variabilidade é chamada de “unicidade” ou “variância específica”.

Critérios para Estimação do Número de Fatores (MANLY, 1986)

Primeiramente, encontra-se a matriz de correlação ($R_{p \times p}$). Em seguida, calculam-se os autovalores e ordena-os em ordem decrescente. Observam-se, então, quais autovalores são os mais importantes em termos de grandeza numérica, utilizando os seguintes critérios:

Critério 1: a análise da proporção da variância total relacionada com cada autovalor ($\hat{\lambda}_i$) é dada por ($\hat{\lambda}_i/p$) para ($i = 1, 2, \dots, p$), permanecendo aqueles autovalores que representam maiores proporções da variância total e, portanto, o valor de (m) será igual ao número de autovalores retidos;

Critério 2 (Kaiser): comparação do valor numérico de ($\hat{\lambda}_i$) com o valor 1, ($i = 1, 2, \dots, p$). O valor de (m) será igual ao número de autovalores ($\hat{\lambda}_i > 1$);

Critério 3: observação do gráfico *scree-plot* (CATTELL, 1966), ou seja, disposição dos valores de ($\hat{\lambda}_i$) ordenados em ordem decrescente. Por esse critério, procura-se no gráfico “*ponto de salto*”, que estaria representando um decréscimo de importância em relação à variância total.

Os critérios descritos levam em consideração apenas a grandeza numérica dos autovalores. Uma escolha adequada do valor de (m) deve, no entanto, levar em consideração a interpretabilidade dos fatores e a estrutura de variabilidade do vetor aleatório (Z).

Métodos de Estimação das Matrizes de carregamento e variâncias específicas

Após a definição do número de fatores comuns, aplicam-se os métodos de estimação: Análise de Componentes Principais (ACP) e Método da Máxima Verossimilhança. O primeiro é comumente utilizado como uma análise exploratória dos dados, em termos dos fatores subjacentes, pois não exige informações ou suposições sobre a distribuição de probabilidades do vetor aleatório (\underline{Z}). Já o segundo é indicado apenas quando o vetor aleatório (\underline{Z}) tem distribuição normal multivariada.

Método da Análise das Componentes Principais (ACP) (MINGOTI, 2007)

O método das componentes principais funciona da seguinte forma: para cada autovalor ($\hat{\lambda}_i$) para ($i = 1, 2, \dots, m$), encontra-se o autovetor normalizado correspondente (\hat{e}_i).

O procedimento reside na aplicação do teorema da decomposição espectral da matriz de correlação ($\mathbf{R}_{p \times p}$). Por este teorema, a matriz de correlação amostral pode ser decomposta como uma soma de (p) matrizes, em que cada uma está relacionada com um autovalor da matriz ($\mathbf{R}_{p \times p}$). Para um valor (m) fixo tem-se que:

Qualquer matriz simétrica (\mathbf{R}) de ordem ($p \times p$) pode ser escrita como:

$$\begin{aligned} \mathbf{R}_{p \times p} = \mathbf{P}\mathbf{A}\mathbf{P}' &= \sum_{i=1}^p \hat{\lambda}_i \hat{e}_i \hat{e}_i' = \hat{\lambda}_1 \underline{e}_1 \underline{e}_1' + \hat{\lambda}_2 \underline{e}_2 \underline{e}_2' + \dots + \hat{\lambda}_p \underline{e}_p \underline{e}_p' = & (1.2.2.40) \\ &= \sum_{i=1}^m \hat{\lambda}_i \underline{e}_i \underline{e}_i' + \sum_{i=m+1}^p \hat{\lambda}_i \underline{e}_i \underline{e}_i' \end{aligned}$$

Assim, uma aproximação para a matriz ($\mathbf{L}\mathbf{L}'$) será dado por:

$$\mathbf{R}_{p \times p} = \mathbf{P}\mathbf{A}\mathbf{P}' = \mathbf{P}\mathbf{A}^{1/2} \mathbf{A}^{1/2} \mathbf{P}' = \hat{\mathbf{L}}\hat{\mathbf{L}}' = \quad 1.2.2.41$$

$$\sum_{i=1}^m \hat{\lambda}_i \hat{e}_i \hat{e}_i' = \begin{bmatrix} \sqrt{\hat{\lambda}_1} \hat{e}_1 & & \\ & \dots & \\ & & \sqrt{\hat{\lambda}_m} \hat{e}_m \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \sqrt{\hat{\lambda}_1} \hat{e}_1 \\ \vdots \\ \sqrt{\hat{\lambda}_m} \hat{e}_m \end{bmatrix} \quad 1.2.2.42$$

Diante disso:

$$\hat{\mathbf{L}} = \mathbf{P}\mathbf{\Lambda}^{1/2} = \begin{bmatrix} \sqrt{\hat{\lambda}_1} \hat{e}_1 & & \\ & \dots & \\ & & \sqrt{\hat{\lambda}_m} \hat{e}_m \end{bmatrix} \quad 1.2.2.43$$

Para construir a matriz ($\hat{\Psi}_{p \times p}$), pode-se considerar a utilização da seguinte matriz:

$$\hat{\Psi}_{p \times p} = \sum_{i=m+1}^p \hat{\lambda}_i \underline{e}_i \underline{e}_i' = \mathbf{R}_{p \times p} - \hat{\mathbf{L}}_{p \times m} \hat{\mathbf{L}}'_{m \times p} \quad 1.2.2.44$$

Como a matriz em (1.2.2.44) não é diagonal, não se pode utilizá-la completamente para a estimação de ($\hat{\Psi}_{p \times p}$). No entanto, pode-se considerar a sua diagonal. Desse modo, a matriz de variâncias específicas é estimada como dado em (1.2.2.45).

$$\hat{\Psi}_{p \times p} = \text{diag}(\mathbf{R}_{p \times p} - \hat{\mathbf{L}}_{p \times m} \hat{\mathbf{L}}'_{m \times p}) \quad 1.2.2.45$$

Considerando essa forma de estimação, a matriz de correlação amostral original ($\mathbf{R}_{p \times p}$) estará sendo aproximada por:

$$\mathbf{R}_{p \times p} \approx \hat{\mathbf{L}}_{p \times m} \hat{\mathbf{L}}'_{m \times p} + \hat{\Psi}_{p \times p} \quad 1.2.2.46$$

E a matriz residual proveniente do ajuste do modelo fatorial será dada por:

$$\mathbf{MRES} = \mathbf{R}_{p \times p} - (\hat{\mathbf{L}}_{p \times m} \hat{\mathbf{L}}'_{m \times p} + \hat{\Psi}_{p \times p}) \quad 1.2.2.47$$

A matriz residual pode servir como um critério para avaliação da qualidade de ajuste do modelo fatorial.

Estimação dos Escores dos Fatores (F) para cada Elemento Amostral

Após identificar e interpretar os fatores (F_j), para ($j = 1, 2 \dots, m$), relacionados com as variáveis (Z_i), ($i = 1, 2 \dots, p$) é necessário calcular os escores para cada elemento amostral. Para cada elemento amostral (k), para ($k = 1, 2 \dots, n$), o seu escore no fator (F_j) é calculado como:

$$\hat{F}_{jk} = w_{j1}Z_{1k} + w_{j2}Z_{2k} + \dots + w_{jp}Z_{pk} \quad 1.2.2.48$$

Em que $(Z_{1k} \dots Z_{pk})$ são os valores observados das variáveis padronizadas (Z_i) para o $(k - \text{ésimo})$ elemento amostral e os coeficientes (w_{ji}) para $(i = 1, 2, \dots, p)$ são os pesos de ponderação de cada variável (Z_i) no fator (F_j) . Esses coeficientes podem ser obtidos pelo método dos mínimos quadrados ponderados.

O modelo fatorial descrito em (1.2.2.49) se assemelha a um modelo de regressão linear múltipla, se for considerado (\underline{Z}) como o vetor de respostas, (\underline{F}) o vetor de parâmetros do modelo, $(\underline{\varepsilon})$ o vetor de erros aleatórios com média zero e matriz de covariâncias $(\hat{\Psi})$ e (\hat{L}) como matriz com os níveis das (m) variáveis explicativas, ou seja:

$$\underline{Z} = \underline{LF} + \underline{\varepsilon} \quad 1.2.2.49$$

Se for tratado o modelo dessa forma pode-se estimar o vetor (\underline{F}) através do método dos mínimos quadrados ponderados (JOHNSON e WICHERN, 1998), pois os resíduos em $(\underline{\varepsilon})$ não necessariamente têm a mesma variância. Como as matrizes $(\hat{\Psi})$ e (\hat{L}) não são conhecidas, mas estimadas pelos dados amostrais, tem-se que, para qualquer elemento amostral $(k = 1, 2, \dots, n)$, o respectivo valor numérico no fator (F_j) será obtido através da expressão (1.2.2.50):

Assim, para os escores fatoriais estimados das variáveis padronizadas tem-se:

$$\hat{\underline{F}} = (\hat{L}'\hat{\Psi}^{-1}\hat{L})^{-1}\hat{L}'\hat{\Psi}^{-1}\underline{Z} = (\hat{L}'\hat{L})^{-1}\hat{L}'\underline{Z} \quad 1.2.2.50$$

E para os escores fatoriais estimados das variáveis originais:

$$\hat{\underline{F}} = (\hat{L}'\hat{\Psi}^{-1}\hat{L})^{-1}\hat{L}'\hat{\Psi}^{-1}(\underline{x} - \bar{x}) \quad 1.2.2.51$$

Uma das aplicações dos escores fatoriais é na criação de escores finais para classificação. O escore final é dado por

$$\text{Indicador} = \hat{F}_1 \times \frac{\hat{\lambda}_1}{\sum_{j=1}^m \hat{\lambda}_j} + \hat{F}_2 \times \frac{\hat{\lambda}_2}{\sum_{j=1}^m \hat{\lambda}_j} + \dots + \hat{F}_m \times \frac{\hat{\lambda}_j}{\sum_{j=1}^m \hat{\lambda}_j} \quad 1.2.2.52$$

Com os cálculos dos escores finais e de acordo com os resultados fitossociológicos, pode-se criar um indicador, que varie de 0 (menor escore) a 1 (maior escore) que é dado por

$$Id = \frac{\text{escore analisado} - \text{escore mínimo}}{\text{escore máximo} - \text{escore mínimo}} \quad 1.2.2.53$$

Rotação Ortogonal de Fatores (HAIR JUNIOR *et al.*, 2005)

Em alguns casos, a interpretação dos fatores originais ($\hat{F}_1, \hat{F}_2, \dots, \hat{F}_m$) pode não ser tarefa muito fácil devido ao surgimento de coeficientes (\hat{l}_{ij}) de grandeza numérica similar, e não desprezível, em vários fatores diferentes. Quando isso ocorre, a suposição de ortogonalidade dos fatores está sendo violada e a partição das variáveis originais em (m) grupos não é clara ou difícil de ser justificada. Na tentativa de se alcançar uma estrutura mais simples de ser interpretada, pode-se utilizar o recurso da transformação ortogonal dos fatores originais (MARQUES e MARQUES, 2005).

Seja ($T_{m \times m}$) uma matriz ortogonal qualquer, isto é, uma matriz tal que: $TT' = T'T = I_m$, em que (I_m) é uma matriz identidade e seja ($\hat{L}_{p \times m}$) uma estimativa da matriz ($L_{p \times m}$). Então, a matriz ($\hat{L}_{p \times m}^* = \hat{L}_{p \times m} \times T_{m \times m}$) contém os *loadings* originais transformados pela rotação ortogonal e também é uma solução para o modelo de análise fatorial, pois:

$$(\hat{L}_{p \times m} \times T_{m \times m})(\hat{L}_{p \times m} \times T_{m \times m})' \quad 1.2.2.54$$

$$\hat{L}_{p \times m} \times T_{m \times m} \times T_{m \times m}' \times \hat{L}_{m \times p}' = \hat{L}_{p \times m} \hat{L}_{m \times p}' = \hat{L} \hat{L}' \quad 1.2.2.55$$

Em termos dos fatores, isso implica que, a partir de uma solução (\hat{F}), sempre é possível obter-se uma nova solução ($\hat{F}^* = T' \hat{F}$) que poderá vir a ser de mais fácil interpretação do que a solução original.

Critério Varimax para encontrar a matriz ortogonal ($T_{m \times m}$)

A busca da matriz ($T_{m \times m}$) tem como base a tentativa de encontrar fatores com grandes variabilidades nos *loadings*, isto é, encontrar, para um fator fixo, um grupo de variáveis (Z_i) altamente correlacionadas com o fator e outros grupos de variáveis que tenham correlação desprezível ou moderada com o fator. Para cada fator fixo, a solução é obtida através da maximização da variação dos quadrados dos *loadings* originais das colunas da matriz ($\hat{L}_{p \times m}$). Seja (l_{ij}^*) o coeficiente da (i –

ésima) variável no (j – ésimo) fator após a rotação. Seja (V) a quantidade definida por:

$$V = \frac{1}{p} \sum_{j=1}^m \left[\sum_{i=1}^p \tilde{l}_{ij}^4 - \frac{1}{p} \left(\sum_{i=1}^p \tilde{l}_{ij}^2 \right)^2 \right] \quad 1.2.2.56$$

Em que,

$\tilde{l}_{ij} = (l_{ij}^* / \hat{h}_i)$, sendo (\hat{h}_i) a raiz quadrada da comunalidade da variável (Z_i), para ($i = 1, 2, \dots, p$). A quantidade (V) é proporcional à soma das variâncias dos *loadings* escalonados (\tilde{l}_{ij}) ao quadrado para cada fator. O escalonamento dos *loadings* é feito pelo fato das variáveis (Z_i) não terem, necessariamente, comunalidades iguais ou semelhantes.

O critério varimax seleciona os coeficientes (\tilde{l}_{ij}) que maximizam a quantidade (V). Os coeficientes finais da matriz transformada ($\hat{L}^* = \hat{L} \times T$) são: ($\hat{l}_{ij}^* = \tilde{l}_{ij} \cdot \hat{h}_i$), para ($i = 1, 2, \dots, p$).

REFERÊNCIAS

BRAUN-BLANQUET, J. **Plant Sociology**: The study of plant communities. New York: McGraw-Hill, 1932. 439p.

CAIN, S. A.; CASTRO, G. M. de; PIRES, J. M.; SILVA, N. T. Application of some phytosociological techniques to Brazilian rain forest. **American Journal of Botany**, Missouri, EUA, v. 43, n. 10, p. 911-941, 1956.

CATTELL, R. B. The scree test for the number of factors. **Multivariate Behavioral Research**, Philadelphia, USA, v. 1, p. 245-276, 1966.

CHAVES NETO, A. **Análise Multivariada aplicada à pesquisa**: Notas de aula. Curitiba: Departamento de Estatística, Universidade Federal do Paraná, 1997. 105p.

CURTIS, J. T.; MCINTOSH, R. P. An upland forest continuum in the prairie-forest border region of Wisconsin. **Ecology**, Washington, v. 32, p. 476-496, 1951.

DURIGAN, G. Estrutura e diversidade de comunidades florestais. In: MARTINS, S. V. **Ecologia de florestas tropicais do Brasil**. Viçosa: Ed. UFV, p. 294-325, 2012.

FURTADO, D. F. **Estatística Multivariada**. 1. ed. Lavras: UFLA, 2008. 662p.

GOLDSMITH, F. B.; HARRISON, C. M. Description and analysis of vegetation. In: CHAPMAN, S.B. (ed.). **Methods in plant ecology**. London: Blackwell Scientific Publications, 1976. p.85-155.

HAIR JUNIOR J. F.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L.; BLACK, W. C. **Análise multivariada de dados**. 5. ed. Porto Alegre: Bookman, 2005. 593p.

HOSOKAWA, R. T.; MOURA, J. B.; CUNHA, U. S. **Introdução ao Manejo e Economia de Florestas**. Curitiba: UFPR, 2001. 164 p.

HUSCH, B.; MILLER, C. I.; BEERS, T. W. **Forest mensuration**. 3. ed. New York: John Wiley & Sons, 1982. 402 p.

JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. **Applied multivariate statistical analysis**. New Jersey: Prentice Hall, 1998. 816 p.

LAMPRECHT, H. **Silvicultura nos Trópicos: ecossistemas florestais e respectivas espécies arbóreas - possibilidades e métodos de aproveitamento sustentado**. Eschborn: GTZ, 1990. 343 p.

LONGHI, S. J. **A estrutura de uma floresta natural de Araucaria angustifolia (Bert.) O. Ktze, no sul do Brasil**. 197 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) - Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1980.

MANLY, B. F. J. **Multivariate statistical methods: a primer**. London: Chapman and Hall, 1986. 229 p.

MARQUES, J. M.; MARQUES, M. A. M. **Estatística básica para os cursos de engenharia**. Curitiba: Domínio do Saber, 2005.

MELO, A. S.; HEPP, L. U. Ferramentas estatísticas para análises de dados provenientes de biomonitoramento. **Oecologia Brasiliensis**, Rio de Janeiro, v. 12, n. 3, p. 463-468, 2008.

MINGOTI, S. A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada**: uma abordagem aplicada. Belo Horizonte: Universidade Federal de Minas Gerais, 2007. 297 p.

REIS, E. **Estatística Multivariada Aplicada**. 2. ed. Lisboa: Edições Sílabo, 1997. 344 p.

ROSSI, L. B. M. & HIGUCHI, N. Comparação entre métodos de análise do padrão espacial de oito espécies arbóreas de uma floresta tropical úmida. In: Gascon, C. & Montinho, P. (eds.). **Floresta amazônica**: dinâmica, regeneração e manejo. Manaus: IMPA, 1998. p. 41-59

SOUZA, D. R. de.; SOUZA, A. L. de.; LEITE, H. G.; YARED, J. A. G. Análise estrutural em floresta ombrófila densa de terra firme não explorada, Amazônia oriental. **Árvore**, Viçosa-MG, v. 30, n. 1, p. 75-87, 2006.

2 ANÁLISE DO COMPORTAMENTO NA DISPOSIÇÃO DE INDIVÍDUOS ARBÓREAS COM O USO DE VARIÁVEIS FITOSSOCIOLÓGICAS NA ANÁLISE FATORIAL

RESUMO

O trabalho analisou a relação entre a espacialização das espécies, advindas da aplicação da técnica da Análise Fatorial, em correspondência aos resultados fitossociológicos de densidade, dominância e frequência, assim como, propor um modelo que defina cada conjunto de indivíduos alocados dentro dos grupos que foram classificados, por meio dos escores fatoriais de cada fator. Os dados são de indivíduos arbóreos, originários de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista, localizado no segundo planalto paranaense, entre os municípios de Fernandes Pinheiro e Teixeira Soares, a 5 km de Irati, Paraná. Foram utilizados dois procedimentos nessa pesquisa: o primeiro corresponde à espacialização das 118 espécies por meio dos resultados das expressões dos fatores e variáveis relativas de densidade, dominância e frequência, enquanto o segundo somente pelos indivíduos pertencentes a cada fator. Os resultados mostraram que a técnica da Análise Fatorial é adequada para o desenvolvimento da pesquisa, assim como permitiram classificar as espécies, em relação aos dois procedimentos, como também separaram as espécies em três classes com características próprias. As análises apontam que não existe relação nas espacializações dos dois processos investigados e que as espécies dentro das classes são detentoras de características comuns. Conclui-se que o modelo proposto classifica indivíduos dentro das classes, conforme suas características fitossociológicas principais de: agregação ou aglomeração, uniformidade e soma das áreas basais dos indivíduos da mesma espécie do experimento.

Palavras-chave: Análise multivariada; Floresta Ombrófila Mista; Dispersão espacial.

ABSTRACT

The work aims to analyse the relationship between the spatialization of species, resulting from the application of the technique of Factor Analysis, in correspondence to the phytosociological indices of density, dominance and frequency, as well as proposing a model that define each set of individuals allocated within the groups that were classified, by means of factorial scores for each factor. The data are the arboreal individuals originating from a fragment Araucaria Forest, located on the second plateau of Paraná, between the municipalities of Fernandes Pinheiro and Teixeira Soares, 5 km from Irati, Paraná State. Two procedures were used in this study: the first corresponds to spatialization of 118 species by the results of the expressions of the factors and variables relative density, dominance and frequency, while the second only by individuals belonging to each factor. The results showed that the technique of Factor Analysis is appropriate for the development of the research, as well as allowed us to classify the species, in relation to two procedures, as also separated the species into three classes with specific characteristics. The analyzes indicate that there is no relation in spatialization of two cases investigated and that the species within the classes are holders of common characteristics. It is concluded that the proposed model classifies individuals within the classes, according to their main phytosociological characteristics: aggregation or agglomeration, uniformity and sum of the basal areas of the individuals of the same kind of experiment.

Key-words: Multivariate analysis, Araucaria forest, Spatial dispersion.

2.1 INTRODUÇÃO

Esta pesquisa é importante porque busca mostrar a relação na disposição espacial dos indivíduos entre os resultados dos escores, advindos da Análise Fatorial e dos resultados fitossociológicos (relativos) de densidade, dominância e frequência. Esse processo fundamenta a proposta de um modelo de classificação para grupos de espécies detentoras de características comuns altamente correlacionadas.

O conhecimento do padrão da disposição espacial de indivíduos arbóreos é fundamental para entender o comportamento da espécie (NASCIMENTO *et al.*, 2001). Essa análise gera informações a respeito das características da sua estrutura como, aleatoriedade, uniformidade ou agregação e isso é importante no processo reprodutivo, por exemplo, espécies com padrão de disposição agregada são apropriadas para ser plantadas em áreas degradadas, em matas ciliares e distúrbios como na abertura natural de uma clareira, num desmatamento ou em áreas que tenham ocorrido incêndios (MARTINS, 2001).

Outro fator relevante está na informação preliminar do arranjo das espécies nas parcelas permanentes. Essa verificação ampara a seleção de técnicas adequadas para o desenvolvimento de estratégias de manejo e/ou conservação, além de auxiliar em processos de amostragem (ANJOS *et al.*, 1998).

Os métodos adotados (índice de Morisita, Razão variância pela média) na classificação desse padrão de dispersão espacial apresentam em suas expressões variáveis relacionadas ao número de parcelas amostradas, densidade dos indivíduos, média e desvio padrão amostral do número de indivíduos (MORISITA, 1962; KREBS, 1999). Rossi e Higuchi (1998) avaliaram índices com essas variáveis, concluindo que os resultados foram semelhantes e com predominância de padrão aleatório.

DURIGAN (2012) afirmou que o índice de Morisita sofre influência em relação ao tamanho e a disposição das unidades amostrais, ou seja, uma população pode distribuir-se de forma agregada em um certo tipo de escala e de forma aleatória ou até mesmo regular em outra.

Então, buscou-se investigar novas formas (variáveis alternativas) para descrever o comportamento na disposição dos indivíduos de espécies arbóreas, levando em consideração a relação com o número de indivíduos da espécie, a frequência de parcelas com indivíduos da espécie e a área basal total da espécie.

Estudos relativos a estrutura da floresta indicaram para o uso das variáveis fitossociológicas de densidade, dominância e frequência, pois essas variáveis são importantes, porque apresentam informações sobre a estrutura horizontal das espécies na área investigada, sendo responsáveis pela quantificação na participação de cada espécie em relação às demais, além de indicar a forma de disposição espacial dos indivíduos (HOSOKAWA *et al.*, 1998). Porém, a dificuldade encontrada se refere à complexidade de relacionamento dessas variáveis na construção de um modelo de classificação.

A Análise Multivariada estuda a estrutura de dependência existente entre um grande número de variáveis de interesse, por meio de técnicas estatísticas (REIS, 1997). Assim, chegou-se à conclusão de que a técnica da Análise Fatorial seria adequada na investigação das variáveis, pois fornece amparo teórico na fundamentação da construção de um modelo de classificação, valendo-se dos fatores comuns.

Sendo assim, decidiu-se aplicar a técnica da Análise Fatorial aos dados das variáveis absolutas de densidade, dominância e frequência, na identificação e descrição de um padrão de disposição espacial em indivíduos de florestas nativas. Esse desenvolvimento foi capaz de avaliar as seguintes hipóteses:

- a) Existe relação na ordem de disposição espacial dos indivíduos advindos da classificação da técnica da Análise Fatorial e dos resultados Fitossociológicos;
- b) As espécies reunidas formam grupos altamente correlacionados, quanto às suas características comuns;
- c) A espacialização das espécies, apenas pelos resultados dos escores fatoriais de cada fator deve mostrar um padrão na disposição dos indivíduos;
- d) Os modelos de classificação devem abranger os três grupos da Análise Fatorial.

Portanto, o objetivo da pesquisa foi analisar a ocorrência de relação no comportamento na disposição dos indivíduos entre os três escores fatoriais da Análise Fatorial *versus* os resultados das variáveis relativas de densidade, dominância e frequência, assim como no conjunto de espécies classificadas apenas pelos resultados dos escores fatoriais de cada fator.

A finalidade disso está no conhecimento de informações e condição para que se possam delinear ações de manejo e/ou conservação da diversidade biológica de forma planejada e consciente.

2.2 MATERIAL E MÉTODOS

2.2.1 Caracterização da População

A pesquisa foi realizada com espécies arbóreas oriundas de parcelas permanentes instaladas em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista (FOM). A Floresta Nacional de Irati (FLONA), estado do Paraná foi criada em 1942 constituindo uma Unidade de Conservação administrada pelo Instituto Brasileiro do Meio Ambiente e dos Recursos Naturais Renováveis (IBAMA).

A área localiza-se no município de Teixeira Soares e Fernandes Pinheiro, região centro-sul, distante 150 km de Curitiba (DISPERATI, 1986, 2002, DISPERATI; OLIVEIRA FILHO, 2006).

Entre dezembro de 2001 e janeiro de 2002 foram instaladas e medidas parcelas permanentes no fragmento de FOM existente na FLONA com extensão de 1272,90 hectares. Dentro dessa área se encontram 25 blocos com 1 hectare (100m x 100m) cada, os quais foram divididos em 4 partes (sub-blocos) com 0,25 ha (50m x 50m) (FIGUEIREDO FILHO *et al.*, 2010). Além disso, ocorreu uma nova subdivisão dos sub-blocos, formando 5 faixas de controle, com finalidade de facilitar a numeração e mapeamento das árvores (RODE *et al.*, 2009; RODE *et al.*, 2010).

2.2.2 Delineamento da Pesquisa

O estudo teve início nas parcelas permanentes (área de 25 ha) entre o ano de 2001/2002, sendo prosseguida em intervalos de três em três anos. Esse procedimento é realizado por meio do censo de indivíduos arbóreos com diâmetro (DAP) acima de 10 cm.

As variáveis coletadas se referem à identificação das espécies, ao número de indivíduos por espécie, ao diâmetro à altura do peito e à posição em um sistema local de coordenadas cartesianas (x, y) .

Nesta pesquisa foram utilizados dados da terceira medição/remedição que ocorreu entre 2007/2008. Os procedimentos metodológicos desenvolvidos foram: cálculo dos valores absolutos e relativos da densidade, dominância e frequência e aplicação da técnica da Análise Fatorial.

2.2.3 Descrição da Pesquisa

Depois da estruturação do banco de dados foi efetuado o primeiro passo, que consistiu no cálculo das variáveis absolutas de densidade, dominância e frequência para as 118 espécies da floresta nativa, por meio das equações 1, 2 e 3, (HOSOKAWA *et al.*, 1998).

$$DA_{abs}^i = n_i/ha \quad (1)$$

Em que,

DA_{abs}^i = densidade absoluta da espécie (i) , para $(i = 1,2, \dots 118)$;

n = número total de indivíduos amostrados da espécie (i) , para $(i = 1,2, \dots 118)$.

$$DO_{abs}^i = g_i/ha \quad (2)$$

Em que,

DO_{abs}^i = dominância absoluta em (m^2/ha) ;

g_i = área basal total da espécie (i) , para $(i = 1,2, \dots 118)$;

ha = hectare

$$FQ_{abs}^i = (NS_i/NS_t) \times 100 \quad (3)$$

Em que,

FQ_{abs}^i = frequência absoluta da espécie (i), para ($i = 1, 2, \dots, 118$);

NS_i = número de sub-blocos amostrados com a espécie (i), para ($i = 1, 2, \dots, 118$);

NS_t = número total de sub-blocos da área das parcelas permanentes (com sub-blocos).

O segundo passo foi a análise da matriz de correlação amostral (R) e aplicação da técnica da Análise Fatorial. Em seguida, avaliou-se a consistência dos dados por meio da medida de adequação da amostra de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) (EQUAÇÃO 5) (MARQUES, 2010).

$$KMO = \sum_{i \neq j} r_{ij}^2 / \left(\sum_{i \neq j} r_{ij}^2 + \sum_{i \neq j} q_{ij}^2 \right) \quad (5)$$

Em que:

r_{ij}^2 = quadrado dos elementos da matriz de correlação original (fora da diagonal);

q_{ij}^2 = quadrado dos elementos fora da diagonal da matriz anti-imagem, na qual (q_{ij}) é o coeficiente de correlação parcial entre as variáveis (X_i) e (X_j).

O fundamento para seleção do número de fatores seguiu a pré-definição da proposta da pesquisa. Os métodos de estimação das matrizes de carregamento (EQUAÇÃO 6) e variâncias específicas (EQUAÇÃO 7) foi realizado por meio da análise das componentes principais, a qual se utiliza da decomposição espectral da matriz de correlação amostral.

$$\hat{L} = P\Lambda^{1/2} = \left[\sqrt{\hat{\lambda}_1} \hat{e}_1 \quad \sqrt{\hat{\lambda}_2} \hat{e}_2 \quad \sqrt{\hat{\lambda}_3} \hat{e}_3 \right] \quad (6)$$

Em que:

$\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \hat{\lambda}_3$ são autovalores da matriz de correlação amostral, enquanto

$\hat{e}_1, \hat{e}_2, \hat{e}_3$ são os respectivos autovetores normalizados.

E,

$$\hat{\Psi}_{3 \times 3} = \text{diag}(R_{3 \times 3} - \hat{L}_{3 \times 3} \hat{L}'_{3 \times 3}) \quad (7)$$

A rotação ortogonal dos fatores adotada foi a do critério *Varimax*, o qual redistribui a variância dos primeiros para os últimos fatores. A partir disso, estimou-se os escores fatoriais para cada espécie da área das parcelas permanentes (EQUAÇÃO 8), (MINGOTI, 2007).

$$\hat{F}_j = (\hat{L}^{*T}\Psi^{*-1}\hat{L}^*)^{-1}\hat{L}^{*T}\Psi^{*-1}Z_j \quad (8)$$

Em que:

\hat{L}^{*T} = transposta da matriz de carregamento após rotação *Varimax*;

Ψ^{*-1} = inversa da matriz de variâncias específicas após rotação *Varimax*;

Z_j = vetor de observações padronizadas do (j – *ésimo*) elemento amostral.

2.2.4 Análise dos dados

Os resultados foram analisados por meio da comparação numérica de valores em uma tabela ordenada de forma decrescente, segundo os valores dos escores fatoriais e da espacialização dos indivíduos de todas as espécies em ordem decrescente, conforme os escores fatoriais de cada fator ($\hat{F}_1, \hat{F}_2, \hat{F}_3$) em relação às variáveis relativas de densidade (DA_{rel}), dominância (DO_{rel}) e frequência (FQ_{rel}), assim como arranjados ordenadamente apenas pelos resultados de cada fator.

Esse processo foi adotado com a finalidade de estruturar a disposição dos indivíduos de uma maneira que mostre o arranjo ordenado das espécies, a fim de comparar, analisar e propor um modelo que delinieie o padrão de dispersão espacial das espécies.

2.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados foram analisados, após aplicação de métodos estatísticos descritivos. A primeira técnica avaliou a normalidade dos dados, por meio do processo que utiliza a construção do gráfico de probabilidade qui-quadrado ou gráfico (*Q-Qplot*) (FIGURA 2.3.1).

Nesse gráfico, os pontos indicam as 118 espécies do experimento e o *layout* desse mostra que a série não segue a uma linearização e, portanto, não existe normalidade nesse conjunto, o que impede a possibilidade da aplicação do método da Máxima Verossimilhança como técnica para encontrar as matrizes de

carregamento e variâncias específicas, assim como aplicação do teste de esfericidade de Bartlett.

Os pontos do gráfico estão referenciados, em seus eixos, pelos valores do quadrado das distâncias no eixo das abscissas e dos percentis da distribuição qui-quadrado no eixo das ordenadas. Visualiza-se uma ascensão linear na *plotagem* dos dados para as primeiras 111 espécies, que apresentaram distâncias menores. Caso apenas esses pontos fossem levados em consideração, isso indicaria uma proximidade em relação a uma reta e, portanto, não se rejeitaria a suposição de normalidade multivariada. Também, podem ser constatados sete pontos fora desse grupo, sendo um desses com grande dispersão dos demais (FIGURA 2.3.1).

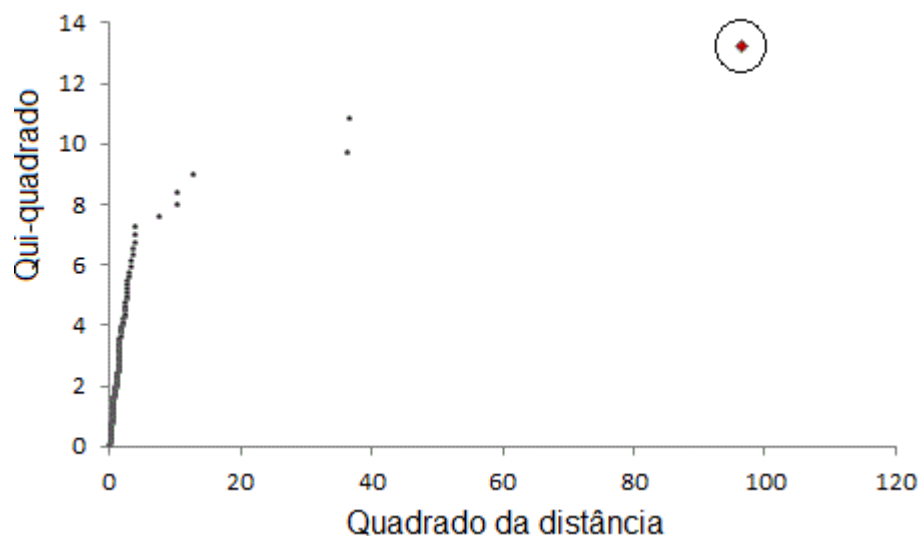


FIGURA 2.3.1. TESTE DE NORMALIDADE
 FONTE: O autor (2013)

O apontamento da existência de espécies fora da linha de ascensão linear (FIGURA 1.3.1) motivou um estudo mais específico para identificar e conhecer quais indivíduos fazem parte desse conjunto. Observa-se que a *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze apresenta a maior discrepância nos resultados, enquanto as espécies desse conjunto mostram-se separadas em dois grupos, conforme os valores das distâncias (TABELA 2.3.1).

TABELA 2.3.1. ESPÉCIES DISCREPANTES NO TESTE DE NORMALIDADE

Espécies	Distâncias	Qui-quadrado
<i>Araucaria angustifolia</i> (Bertol.) Kuntze	96,58	13,19
<i>Ilex paraguariensis</i> A. St.-Hil.	36,63	10,83
<i>Ocotea odorifera</i> (Vell.) Rohwer	36,29	9,71
<i>Casearia decandra</i> Jacq.	12,77	8,97
<i>Nectandra grandiflora</i> Nees	10,26	8,42
<i>Ocotea porosa</i> (Nees & Mart.) Barroso	10,16	7,97
<i>Coussarea contracta</i> (Walp.) Müll.Arg.	7,65	7,60

FONTE: O autor (2013)

A técnica avaliou a significância geral da matriz de correlação amostral, por meio da aplicação da medida de adequação da amostra ($KMO = 0,6$), que se apresentou no intervalo de aceitação ($>0,5$). Esses teste indicou que o conjunto de variáveis analisadas são adequadas à Análise Fatorial.

Na sequência foi encontrada a matriz de correlação amostral. Essa revela que todas as correlações, referentes às três variáveis absolutas (densidade, dominância e frequência), são maiores que 0,30 e, portanto, também apropriadas à Análise Fatorial (FURTADO, 2008).

$$R = \begin{bmatrix} 1,00 & 0,69 & 0,63 \\ 0,69 & 1,00 & 0,41 \\ 0,63 & 0,41 & 1,00 \end{bmatrix}$$

Com a tabela das correlações definida, selecionou-se o número de fatores. A escolha de três fatores ocorreu pelo motivo do conhecimento prévio do número de variáveis do experimento e da proposta da pesquisa, referente à construção de equações que gerem grupos de espécies altamente correlacionadas. Os resultados dos autovalores e da porcentagem da variância explicada estão exibidos na Tabela 2.3.2. Essa mostra que o resultado do primeiro autovalor é maior que os outros dois, indicando que o primeiro fator explica 72,0% da porcentagem da variância das três variáveis mensuradas (densidade, dominância e frequência), enquanto, com dois fatores, tem-se a ortogonalidade e 92,0%, ou seja, mais 20,0% de explicação da variância sobre o primeiro fator.

TABELA 2.3.2. DESCRIÇÃO DOS AUTOVALORES E VARIÂNCIAS EXPLICADAS

Autovalor (λ)	2,16	0,60	0,24
Variância explicada (%)	72,0	20,0	8,0
Variância explicada acumulada (%)	72,0	92,0	100,0

FONTE: O autor (2013)

As informações dos resultados da Tabela 2.3.2 foram base para uma visão sistêmica da aplicação da Análise Fatorial, pois, através dessa, é que se conhece o

número de fatores e a variância explicada por cada um, sobre as variáveis do problema (HAIR *et al.*, 2005).

O próximo passo determinou a matriz fatorial não rotacionada da análise de componentes principais (ACP), oriunda da matriz de correlação amostral transformada, por meio da estimação de um modelo fatorial (MINGOTI, 2007). Os resultados desse desenvolvimento estão exibidos na Tabela 2.3.3, a qual apresenta, em seu corpo, os valores das cargas fatoriais (pesos estimados). Esses indicam como as variáveis absolutas, densidade, dominância e frequência estão relacionadas com os fatores e que, cargas com valores 0,50 ou maiores, em número absoluto, são consideradas altas para os padrões fatoriais (MANLY, 1986).

TABELA 2.3.3. MATRIZ FATORIAL NÃO ROTACIONADA DA ACP PARA TRÊS FATORES

VARIÁVEIS	PESOS ESTIMADOS			COMUNALIDADE \hat{h}_i^2	VARIÂNCIA EXPLICADA $\hat{\psi}_i$
	$F_1(\hat{l}_{i1})$	$F_2(\hat{l}_{i2})$	$F_3(\hat{l}_{i3})$		
DA_{abs}	0,923	-0,050	0,382	1,00	0,00
DO_{abs}	0,828	-0,502	-0,251	1,00	0,00
FQ_{abs}	0,791	0,584	-0,183	1,00	0,00
Autovalores	2,16	0,60	0,24		
Var. Exp. (%)	72,0	20,0	8,0		
Var. Exp. Acumulada (%)	72,0	92,0	100,0		

FONTE: O autor (2013)

Os resultados da soma do quadrado dos números das cargas fatoriais em cada linha informam os valores das comunalidades de cada variável, sendo importante para detalhar de quão bem cada variável é “explicada” pelas três componentes (ANDERSON, 1984).

Os resultados do quadrado de cada soma dos valores das cargas fatoriais, em cada coluna determinam os autovalores (TABELA 2.3.3). Esses indicam a importância relativa de cada fator na explicação da variância associada. Os três fatores dessa tabela são não correlacionados, porém o primeiro fator tem uma carga alta em cada variável, o segundo exibe cargas elevadas nas variáveis (DO_{abs}) e (FQ_{abs}), enquanto o terceiro não tem altos valores absolutos. Com base nesses resultados, aplicou-se a rotação *Varimax* de fatores, a fim de obter um modelo mais simples para os dados, por meio da redistribuição da variância dos primeiros fatores para os últimos (MORRISON, 1976).

Na Tabela 2.3.4, os valores das comunalidades não mudaram, assim como os fatores permaneceram não correlacionados, no entanto essa solução é melhor do que a anterior, pois cada variável é dependente de apenas um fator. Observa-se

também, que a variância foi redistribuída de modo que o padrão de cargas fatoriais e o percentual de variância em cada fator se tornaram diferentes (LATTIN *et al.*, 2011).

Nesse caso, o primeiro fator explica 30,0% da variância das três variáveis, comparado com 72,0% da solução não rotacionada. De modo semelhante, o segundo fator explica 35,0% *versus* 20,0%, enquanto o terceiro fator explica 35,0% *versus* 8,0%. Assim, o poder explicativo mudou para uma distribuição mais equilibrada entre os fatores na Tabela 2.3.4.

TABELA 2.3.4. MATRIZ FATORIAL ROTACIONADA DA ACP PARA TRÊS FATORES

VARIÁVEIS	PESOS ESTIMADOS			COMUNALIDADE \hat{h}_i^2	VARIÂNCIA EXPLICADA $\hat{\psi}_i$
	$F_1(\hat{l}_{i1})$	$F_2(\hat{l}_{i2})$	$F_3(\hat{l}_{i3})$		
DA_{abs}	0,852	0,350	0,391	1,00	0,00
DO_{abs}	0,315	0,172	0,933	1,00	0,00
FQ_{abs}	0,275	0,947	0,169	1,00	0,00
Autovalores	0,90	1,05	1,05		
Var. Exp. (%)	30,0	35,0	35,0		
Var. Exp. Acumulada (%)	30,0	65,0	100,0		

FONTE: O autor (2013)

Cada variável mensurada tem uma carga alta em um determinado fator (TABELA 2.3.4). Constata-se que a primeira (densidade absoluta) é quase inteiramente explicada pelo primeiro fator sozinho; enquanto a segunda (dominância absoluta), pelo terceiro fator, e a terceira (frequência absoluta), pelo segundo fator.

O primeiro desses é visto como o melhor resumo de relações lineares apresentando a variável densidade absoluta como significativa. O segundo fator, ortogonal ao primeiro, ou seja, determinado a partir da variância remanescente após a extração do primeiro fator, é definido como a segunda melhor combinação, exibindo a variável frequência absoluta como diferenciada e, por último, o terceiro fator também ortogonal aos dois primeiros torna a variável dominância absoluta como destaque.

Como discutido, cada variável é explicada, em porcentagem alta, por um único fator. Assim, o primeiro fator explica 72,6% da variância da variável densidade absoluta, enquanto o segundo fator 89,7% da variância da variável frequência absoluta, e o terceiro fator esclarece 87,0% da variância da variável dominância absoluta.

A criação de rótulos aos três fatores levou em consideração o conceito das variáveis destacadas, por meio das porcentagens da variância de cada uma. Assim, o primeiro fator, com valor alto é diferenciado pela variável densidade absoluta, a

qual é definida pelo número total de indivíduos pertencentes a uma determinada espécie, foi definida como: “*agregação ou aglomeração dos indivíduos da mesma espécie por parcelas do experimento*”.

O segundo fator, assim como o primeiro e o terceiro, se relaciona positivamente com as três variáveis, e, em maior grau, com a variável frequência absoluta, a qual reflete a porcentagem de parcelas em que cada espécie ocorre. A partir desse conhecimento, adotou-se o rótulo, “*uniformidade na disposição dos indivíduos da mesma espécie na área das parcelas permanentes*”.

Seguindo o mesmo processo, o terceiro fator foi rotulado como: “*soma das áreas basais dos indivíduos da mesma espécie na área das parcelas permanentes*”, dado que sua variável representativa, dominância absoluta, é definida pela soma das áreas basais dos indivíduos pertencentes à uma mesma espécie, por unidade de área.

As equações 12, 13 e 14 representam as expressões do primeiro, segundo e terceiro fator, respectivamente, após rotação *Varimax* e são responsáveis pelos resultados dos escores fatoriais de cada espécie das parcelas permanentes. Os coeficientes advêm do desenvolvimento da equação 6.

$$F_1 = +1,5296 \times Z_{DA_{abs}} - 0,5564 \times Z_{DO_{abs}} - 0,4636 \times Z_{FQ_{abs}} \quad (12)$$

$$F_2 = -0,3640 \times Z_{DA_{abs}} - 0,0652 \times Z_{DO_{abs}} + 1,2027 \times Z_{FQ_{abs}} \quad (13)$$

$$F_3 = -0,4488 \times Z_{DA_{abs}} + 1,2710 \times Z_{DO_{abs}} - 0,0654 \times Z_{FQ_{abs}} \quad (14)$$

Os escores fatoriais, advindos da aplicação das equações 12, 13 e 14, foram utilizados para indicar o fator preponderante de cada espécie. Assim, o maior valor de escore fatorial de cada linha dessa tabela está destacado, informando qual fator explica melhor determinada espécie. Por exemplo, a segunda linha exibe a espécie *Ilex paraguariensis* A. St.-Hil., diferenciada das demais, por meio do escore fatorial do primeiro fator ($F_1 = 6,04$). Essa é caracterizada pela maior *agregação dos indivíduos da mesma espécie distribuídos na área das parcelas permanentes*. Ainda, sobre esse levantamento, pode-se apresentar a existência de vários casos semelhantes envolvendo esses fatores, como por exemplo, as espécies *Cedrela fissilis* Vell., e *Ocotea porosa* (Nees & Mart.) Barroso, ambas com ($F_2 = 1,33$) e ($F_3 = 3,14$), respectivamente (TABELA 2.3.5). Essas espécies são rotuladas, na devida ordem, conforme o nível de uniformidade na disposição dos indivíduos da mesma

espécie na área das parcelas permanentes, bem como pelo nível na soma das áreas basais dos indivíduos na área das parcelas permanentes.

Observa-se, a partir dos escores fatoriais do terceiro fator (F_3), que existem 33 espécies pertencentes a esse grupo, sendo as três: *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze, *Ocotea porosa* (Nees & Mart.) Barroso e *Parapiptadenia rigida* (Benth.) Brenan classificadas com valores positivos.

O *layout* de apresentação (TABELA 2.3.5) das espécies com seus respectivos valores de escores fatoriais orienta a classificação perante a variação de amplitude entre e dentre os fatores, fornecendo uma visão geral do sistema. A partir desses resultados é possível identificar, separar e espacializar as espécies, segundo os resultados dos escores fatoriais e variáveis fitossociológicas, a fim de observar a disposição espacial e verificar a ocorrência de relação entre esses dois grupos, bem como para os três conjuntos de espécies advindos do resultado dos três fatores, quanto à formação (característica comum) e o comportamento espacial dos indivíduos.

TABELA 2.3.5. RESULTADOS DA ANÁLISE FATORIAL E DOS INDICES FITOSSOSIOLÓGICOS

ESPÉCIES	F ₁	F ₂	F ₃	DA _{rel}	DO _{rel}	F _{rel}
<i>Araucaria angustifolia</i> (Bertol.) Kuntze	0,07	-0,18	9,83	7,46	25,92	1,84
<i>Ilex paraguariensis</i> A. St.-Hil.	6,04	-0,10	-0,36	9,41	5,08	1,84
<i>Ocotea odorifera</i> (Vell.) Rohwer	6,00	-0,48	-0,14	9,27	5,43	1,62
<i>Nectandra grandiflora</i> Nees	2,99	0,54	1,00	6,24	6,25	1,84
<i>Ocotea porosa</i> (Nees & Mart.) Barroso	0,06	0,55	3,14	3,39	9,18	1,62
<i>Casearia decandra</i> Jacq.	3,45	0,70	-0,61	5,92	2,60	1,84
<i>Cedrela fissilis</i> Vell.	0,10	1,33	1,28	2,67	4,84	1,84
<i>Ocotea puberula</i> (Rich.) Nees	-0,20	1,41	1,37	2,32	4,83	1,84
<i>Nectandra megapotamica</i> (Spreng.) Mez	0,83	1,27	0,44	3,12	3,28	1,84
<i>Matayba elaeagnoides</i> Radlk.	0,53	1,07	0,78	2,79	3,79	1,69
<i>Coussarea contracta</i> (Walp.) Müll.Arg.	2,40	1,05	-0,88	4,42	1,17	1,84
<i>Syagrus romanzoffiana</i> (Cham.) Glassman	1,05	1,15	0,09	3,15	2,52	1,76
<i>Myrsine umbellata</i> Mart.	1,47	1,25	-0,49	3,43	1,44	1,84
<i>Capsicodendron dinisii</i> Schwacke	0,34	1,36	0,12	2,24	2,08	1,76
<i>Ocotea diospyrifolia</i> (Meisn.) Mez	-0,35	1,49	0,51	1,57	2,54	1,76
<i>Casearia sylvestris</i> Sw.	0,79	1,32	-0,43	2,51	1,06	1,76
<i>Prunus brasiliensis</i> (Cham. & Schltdl.) D.Dietr.	0,24	1,58	-0,33	1,93	0,96	1,84
<i>Ilex theezans</i> Mart. ex Reissek	0,34	1,56	-0,41	2,02	0,83	1,84
<i>Myrcia hebeptala</i> DC.	0,38	1,57	-0,53	2,00	0,57	1,84
<i>Dalbergia brasiliensis</i> Vogel	0,02	1,64	-0,29	1,66	0,90	1,84
<i>Campomanesia xanthocarpa</i> (Mart.) O.Berg	-0,50	1,74	-0,03	1,14	1,16	1,84
<i>Eugenia involucrata</i> DC.	-0,10	1,69	-0,38	1,45	0,57	1,84
<i>Psychotria vellosiana</i> Benth.	-0,58	1,79	-0,18	0,95	0,72	1,84
<i>Myrciaria floribunda</i> (H.West ex Willd.) O.Berg.	0,14	1,40	-0,47	1,58	0,44	1,69
<i>Myrcia splendens</i> (Sw.) DC.	0,14	1,28	-0,43	1,54	0,47	1,69
<i>Mosiera prismatica</i> (D. Legrand) Landrum	-0,57	1,82	-0,37	0,86	0,28	1,84
<i>Allophylus edulis</i> (A.St.-Hil. et al.) Hieron. ex Niederl.	-0,27	1,50	-0,38	1,11	0,36	1,69
<i>Sloanea monosperma</i> Vell.	-0,60	1,43	-0,08	0,78	0,80	1,62
<i>Clethra scabra</i> Pers.	-0,59	1,30	0,00	0,76	0,94	1,54
<i>Jacaranda micrantha</i> Cham.	-0,69	1,49	-0,25	0,56	0,31	1,62
<i>Ocotea corymbosa</i> (Meisn.) Mez	-0,85	1,53	-0,23	0,37	0,24	1,62
<i>Chrysophyllum gonocarpum</i> (Mart. & Eichler ex Miq.) Engl.	-0,48	1,19	-0,25	0,69	0,36	1,54
<i>Machaerium stipitatum</i> Vogel	-0,61	1,10	-0,18	0,49	0,39	1,40
<i>Cupania vernalis</i> Cambess.	-0,75	1,27	-0,24	0,35	0,18	1,47
<i>Aeschrion crenata</i> Vell.	-0,63	1,12	-0,27	0,42	0,15	1,40
<i>Vernonanthura petiolaris</i> (DC.) H.Rob.	-0,61	0,98	-0,17	0,43	0,34	1,32
<i>Vernonanthura discolor</i> (Spreng.) H.Rob.	-0,67	1,00	-0,19	0,34	0,26	1,32
<i>Cinnamomum sellowianum</i> (Nees & Mart.) Kosterm.	-0,58	0,72	-0,04	0,40	0,59	1,32
<i>Styrax leprosus</i> Hook. & Arn.	-0,13	0,36	-0,08	0,83	0,71	1,03
<i>Ilex dumosa</i> Reissek	-0,74	1,03	-0,23	0,23	0,11	1,32
<i>Sapium glandulatum</i> (Vell.) Pax	-0,66	0,77	-0,22	0,20	0,07	1,62
<i>Gordonia fruticosa</i> (Schrad.) H.Keng	-0,63	0,63	-0,12	0,22	0,30	1,10
<i>Inga virescens</i> Benth.	-0,54	0,62	-0,21	0,29	0,14	1,10
<i>Casearia lasiophylla</i> Eichler	-0,51	0,62	-0,24	0,31	0,08	1,10
<i>Drimys brasiliensis</i> Miers	-0,37	0,46	-0,22	0,42	0,17	1,03
<i>Casearia obliqua</i> Spreng.	0,09	-0,04	-0,12	0,87	0,59	0,81
<i>Zanthoxylum rhoifolium</i> Miers.	-0,57	0,50	-0,16	0,21	0,19	1,03
<i>Cassia leptophylla</i> Vogel	-0,57	0,39	-0,18	0,13	0,10	0,95
<i>Allophylus petiolulatus</i> Radlk.	-0,52	0,38	-0,21	0,18	0,05	1,25
<i>Xylosma pseudosalzmanii</i>	-0,55	0,39	-0,20	0,14	0,04	0,95
<i>Myrciaria trunciflora</i> O.Berg.	-0,42	0,23	-0,16	0,26	0,18	0,88
<i>Diatenopteryx sorbifolia</i> Radlk.	-0,30	0,07	-0,11	0,38	0,35	0,81
<i>Lafoensia pacari</i> A.St.-Hil.	-0,50	0,25	-0,16	0,16	0,13	0,88
<i>Roupala brasiliensis</i> Klotzsch	-0,51	0,25	-0,16	0,14	0,12	0,95

Continua

Continuação

ESPÉCIES	F_1	F_2	F_3	DA_{rel}	DO_{rel}	F_{rel}
<i>Piptocarpha axillaris</i> (Less.) Baker	-0,53	0,26	-0,17	0,11	0,07	0,88
<i>Schefflera morototoni</i> (Aubl.) Maguire et al.var.	-0,46	0,11	-0,10	0,17	0,24	0,81
<i>Persea pyrifolia</i> Nees & Mart.	-0,48	0,12	-0,12	0,13	0,18	1,03
<i>Parapiptadenia rigida</i> (Benth.) Brenan	-0,37	-0,17	0,01	0,21	0,48	0,66
<i>Piptocarpha angustifolia</i> Dusén ex Malme	-0,28	-0,18	-0,06	0,29	0,37	0,66
<i>Chrysophyllum marginatum</i> (Hook. & Arn.) Radlk.	-0,28	-0,16	-0,17	0,23	0,10	0,66
<i>Luhea divaricata</i> Mart. & Zucc.	-0,39	-0,14	-0,13	0,11	0,11	0,73
<i>Cabralea canjerana</i> (Vell.) Mart.	-0,39	-0,13	-0,13	0,10	0,10	0,66
<i>Lithraea molleoides</i> (Vell.) Engl.	-0,32	-0,28	-0,07	0,16	0,26	0,66
<i>Psidium</i> sp.	-0,24	-0,29	-0,16	0,21	0,09	0,59
<i>Myrsine ferruginea</i> (Ruiz & Pav.) Mez	-0,36	-0,26	-0,15	0,06	0,04	0,59
<i>Casearia</i> sp.	-0,26	-0,52	-0,14	0,06	0,03	0,44
<i>Picramnia parvifolia</i> Engl.	-0,27	-0,52	-0,14	0,04	0,02	0,44
<i>Aegiphyla sellowiana</i> Cham.	-0,27	-0,52	-0,14	0,04	0,02	0,44
<i>Eugenia uniflora</i> L.	-0,27	-0,52	-0,14	0,04	0,01	0,44
<i>Ocotea indecora</i> (Schott) Mez	-0,17	-0,67	-0,12	0,11	0,09	0,37
<i>Cinnamomum amoenum</i> (Nees & Mart.) Kosterm	-0,21	-0,66	-0,11	0,06	0,06	0,37
<i>Zanthoxylum kleinii</i> (R.S.Cowan) P.G.Waterman	-0,20	-0,66	-0,13	0,08	0,05	0,44
<i>Quillaja brasiliensis</i> (A.St.-Hil. & Tul.) Mart.	-0,22	-0,65	-0,12	0,05	0,04	0,44
<i>Myrcia lajeana</i> D. Legrand	-0,20	-0,66	-0,14	0,07	0,01	0,37
<i>Solanum sanctae-catharinae</i> Dunal	-0,20	-0,65	-0,14	0,06	0,02	0,37
<i>Maytenus ilicifolia</i> Mart. ex Reissek	-0,22	-0,65	-0,13	0,04	0,01	0,37
<i>Cryptocarya aschersoniana</i> Mez	-0,17	-0,79	-0,11	0,05	0,06	0,29
<i>Albizia edwallii</i> (Hoehne) Barneby & J.W.Grimes	-0,17	-0,78	-0,12	0,05	0,02	0,29
<i>Sebastiania commersoniana</i> (Baill.) L.B.Sm. & Downs	-0,16	-0,78	-0,13	0,05	0,02	0,37
<i>Rudgea jasminoides</i> (Cham.) Müll.Arg.	-0,16	-0,78	-0,13	0,05	0,02	0,29
<i>Banara tomentosa</i> Clos	-0,17	-0,78	-0,12	0,04	0,01	0,29
<i>Myrcia guianensis</i> (Aubl.) DC.	-0,18	-0,78	-0,12	0,04	0,01	0,29
<i>Maytenus grandiflora</i> Reissek	-0,18	-0,78	-0,12	0,03	0,01	0,29
<i>Eugenia pluriflora</i> DC.	-0,18	-0,78	-0,12	0,03	0,01	0,29
<i>Ilex brevicuspis</i> Reissek	-0,09	-0,92	-0,13	0,07	0,00	0,22
<i>Lamanonia ternata</i> Vell.	-0,13	-0,91	-0,11	0,03	0,03	0,22
<i>Myrsine coriacea</i> (Sw.) R. Br.	-0,13	-0,91	-0,12	0,03	0,01	0,22
<i>Rollinia sylvatica</i> (A.St.-Hil.) Mart.	-0,14	-0,91	-0,12	0,02	0,01	0,22
<i>Citrus</i> sp.	-0,14	-0,91	-0,12	0,02	0,00	0,22
<i>Mimosa scabrella</i> Benth.	-0,07	-1,06	-0,05	0,08	0,16	0,15
<i>Vitex megapotamica</i> (Spreng.) Moldenke	-0,09	-1,04	-0,10	0,01	0,01	0,15
<i>Solanum pseudoquina</i> A.St.-Hil.	-0,08	-1,04	-0,11	0,02	0,00	0,15
<i>Cinnamomum glaziovii</i> (Nees & Mart.) Kosterm.	-0,09	-1,04	-0,10	0,01	0,01	0,15
<i>Rubiaceae</i>	-0,09	-1,04	-0,10	0,01	0,01	0,15
<i>Ficus enormis</i> Mart. ex Miq.	-0,09	-1,04	-0,11	0,01	0,01	0,15
<i>Randia armata</i> (Sw.) DC.	-0,09	-1,04	-0,11	0,01	0,01	0,15
<i>Ormosia arborea</i> (Vell.) Harms	-0,09	-1,04	-0,11	0,01	0,00	0,15
<i>Strychnos brasiliensis</i> Mart.	-0,09	-1,04	-0,11	0,01	0,00	0,15
<i>Actinostemon concolor</i> (Spreng.) Müll.Arg.	-0,09	-1,04	-0,11	0,01	0,00	0,15
<i>Symplocos tetrandra</i> Mart.	-0,04	-1,17	-0,10	0,01	0,00	0,07
<i>Trichilia claussenii</i> C.DC.	-0,05	-1,17	-0,09	0,01	0,01	0,07
<i>Erythroxylum deciduum</i> A. St.-Hil.	-0,05	-1,17	-0,10	0,01	0,01	0,07
<i>N.I. Morta</i>	-0,05	-1,17	-0,10	0,01	0,01	0,07
<i>Eugenia pyriformis</i> Cambess.	-0,05	-1,17	-0,10	0,01	0,01	0,07
<i>Solanum bullatum</i> Vell.	-0,05	-1,17	-0,10	0,01	0,01	0,07
<i>Symplocos uniflora</i> (Pohl) Benth.	-0,05	-1,17	-0,10	0,01	0,00	0,07
<i>Ficus guaranitica</i> Chodat	-0,05	-1,17	-0,10	0,01	0,00	0,07
<i>Casearia gossypiosperma</i> Briq.	-0,05	-1,17	-0,10	0,01	0,00	0,07

Continua

ESPÉCIES	Conclusão					
	F_1	F_2	F_3	DA_{rel}	DO_{rel}	F_{rel}
<i>Ruprechtia laxiflora</i> Meisn.	-0,05	-1,17	-0,10	0,01	0,00	0,07
<i>Campomanesia guazumifolia</i> (Cambess.) O.Berg	-0,05	-1,17	-0,10	0,01	0,00	0,07
<i>Symplocos tenuifolia</i> Brand	-0,05	-1,17	-0,10	0,01	0,00	0,07
<i>Rollinia rugulosa</i> Schltld.	-0,05	-1,17	-0,10	0,01	0,00	0,07
<i>Myrceugenia miersiana</i> (Gardner) D.Legrand & Kausel	-0,05	-1,17	-0,10	0,01	0,00	0,07
<i>Lonchocarpus</i> sp.	-0,05	-1,17	-0,10	0,01	0,00	0,07
<i>Gomidesia affinis</i> (Cambess.) Legrand	-0,05	-1,17	-0,10	0,01	0,00	0,07
<i>Weinmannia paullinifolia</i> Pohl ex Ser.	-0,05	-1,17	-0,10	0,01	0,00	0,07
<i>Myrcianthes cisplatensis</i> (Cambess.) O. Berg	-0,05	-1,17	-0,10	0,01	0,00	0,07
<i>Mollinedia elegans</i> Tul.	-0,05	-1,17	-0,10	0,01	0,00	0,07

FONTE: O autor (2013)

A Figura 2.3.2 exibe a espacialização das espécies do experimento destacadas em dois grupos. O primeiro grupo da esquerda mostra as 118 espécies ordenadas, em duas colunas, sendo orientadas da esquerda para direita e de cima para baixo, por meio dos escores fatoriais do primeiro fator (F_1), à medida que o segundo grupo é formado pelo mesmo processo, porém com valores da variável densidade relativa. A coluna do primeiro fator (F_1) é dividida, ainda, em dois subgrupos: o primeiro apresenta as espécies em ordem decrescente dos valores positivos dos escores fatoriais, enquanto que o segundo exibe as espécies em ordem crescente do valor negativo dos escores fatoriais.

Observa-se na coluna dos escores fatoriais da Figura 2.3.2, que a disposição das espécies não segue um padrão de dispersão espacial, apesar de a espacialização mostrar que para uma grande parte das espécies ocorre relação entre o valor do escore fatorial e o número de indivíduos, ou seja, quanto mais positivo for o escore (TABELA 2.3.5), mais indivíduos ocorrem na área do experimento, tornando-se agregados na área das parcelas permanentes.

Nota-se que várias espacializações apresentam diferenciação sobre a ordem de classificação, por exemplo, a *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze com ($F_1 = 0,075$) e a *Ocotea porosa* (Nees & Mart.) Barroso com ($F_1 = 0,065$), exibem disposição tão abundante quanto as primeiras espécies com escores fatoriais positivos, porém encontram-se deslocadas e esse fato ocorre porque o fator principal dessas é outro, ou seja, essas espécies são explicadas pelo terceiro fator e não pelo primeiro, conforme os resultados na Tabela 2.3.5. Nesse mesmo sentido, visualizam-se as espécies *Cedrela fissilis* Vell., com ($F_1 = 0,104$), e *Dalbergia brasiliensis* Vogel, com ($F_1 = 0,016$), as quais apresentam um grande número de indivíduos sendo esses altamente distribuídos na área amostral, porém na

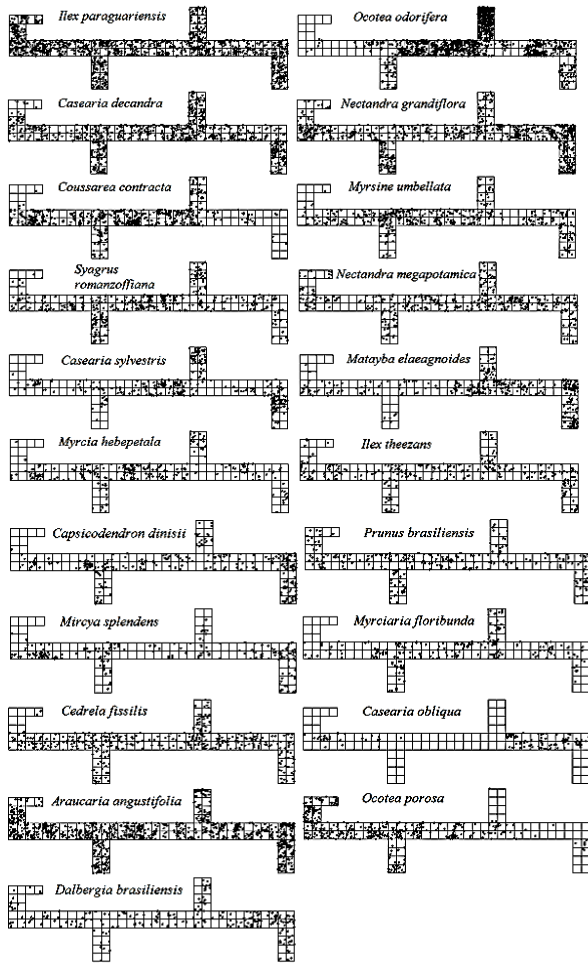
classificação ficaram abaixo da espacialização de outras espécies. Isso acontece, porque as duas se referem ao segundo fator, o qual analisa a uniformidade na disposição dos indivíduos da mesma espécie na área das parcelas permanentes.

Os resultados na Tabela 2.3.5, juntamente com as espacializações na Figura 2.3.2, apontam que quanto mais próximos de zero estiverem os escores fatoriais negativos do primeiro fator (F_1), menor será o número de indivíduos da espécie na área das parcelas permanentes, conseqüentemente menor será a agregação dos indivíduos da mesma espécie por parcelas no experimento porém, sobre isso questiona-se a ocorrência da espécie *Symplocos tetrandra* Mart., com duas árvores em uma única parcela e classificada como última espécie na espacialização, significando que a conclusão é a mesma, essa faz parte de outro fator principal.

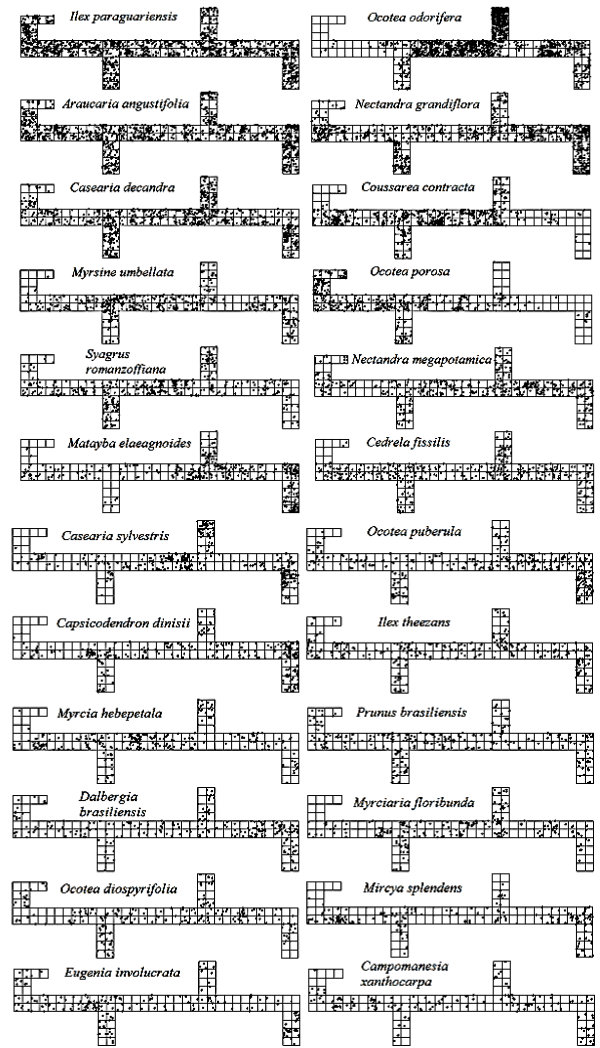
A análise da espacialização ordenada dos indivíduos nas parcelas do subgrupo 2 da Figura 2.3.2, mostra que algumas espécies parecem estar fora de ordem, como por exemplo, *Ocotea diospyrifolia* (Meisn.) Mez, *Allophylus edulis* (A.St.-Hil. et al.) Hieron. ex Niederl., *Ocotea puberula* (Rich.) Nees, *Styrax leprosus* Hook. & Arn., e *Eugenia involucrata* DC. Isso ocorre, devido as mesmas causas já apontadas em relação ao subgrupo 1. Os maiores escores fatoriais dessas espécies são referentes a outro fator, que nesse caso são explicadas pelo segundo fator, o qual as define pela uniformidade na disposição dos indivíduos da mesma espécie na área das parcelas permanentes.

O segundo grupo exhibe a espacialização das espécies ordenadas, por meio dos valores da variável densidade relativa e, portanto, as espécies são classificadas apenas pelo número de indivíduos na área amostral. Constata-se nessa disposição a ocorrência dos mesmos problemas discutidos em relação aos escores fatoriais, ou seja, algumas espécies parecem estar fora de ordem. A espécie *Ocotea odorifera* (Vell.) Rohwer é um caso; segunda em ordem de classificação, quanto ao número de indivíduos, porém com formato aglomerado na disposição dos indivíduos nas parcelas permanentes, apresentando, assim, um arranjo diferenciado na ordem de classificação das espécies.

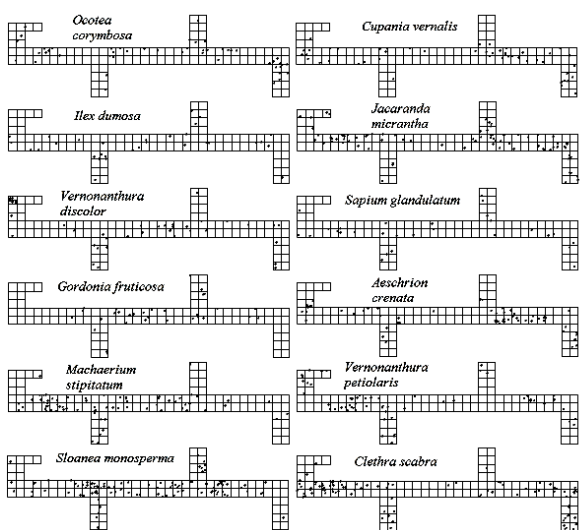
GRUPO 1 – SUBGRUPO 1. FATOR POSITIVO



GRUPO 2 – DENSIDADE RELATIVA



GRUPO 1 – SUBGRUPO 2. FATOR NEGATIVO



GRUPO 2 – DENSIDADE RELATIVA

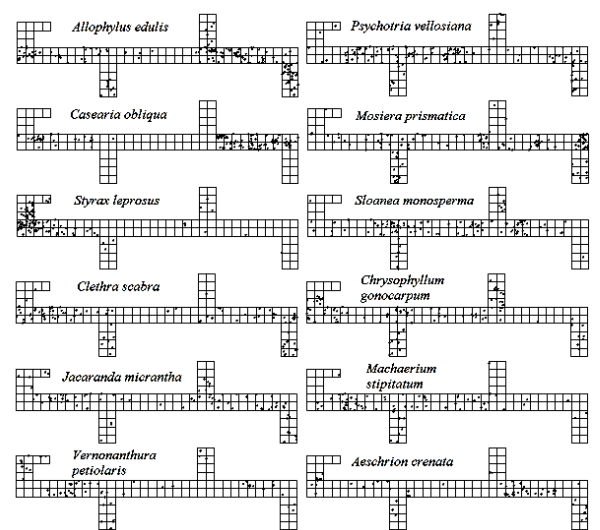
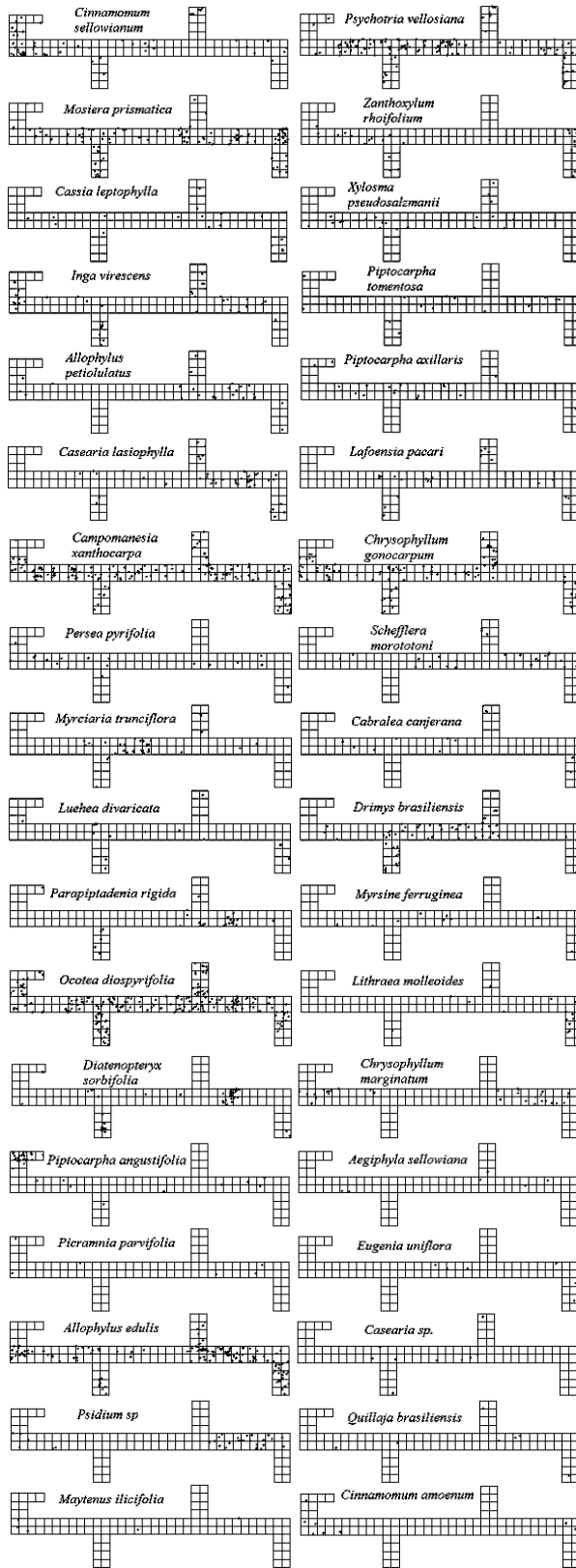


FIGURA 2.3.2. AF DO PRIMEIRO FATOR VERSUS DENSIDADE RELATIVA

Continua

GRUPO 1 – SUBGRUPO 2. FATOR NEGATIVO



GRUPO 2 – DENSIDADE RELATIVA

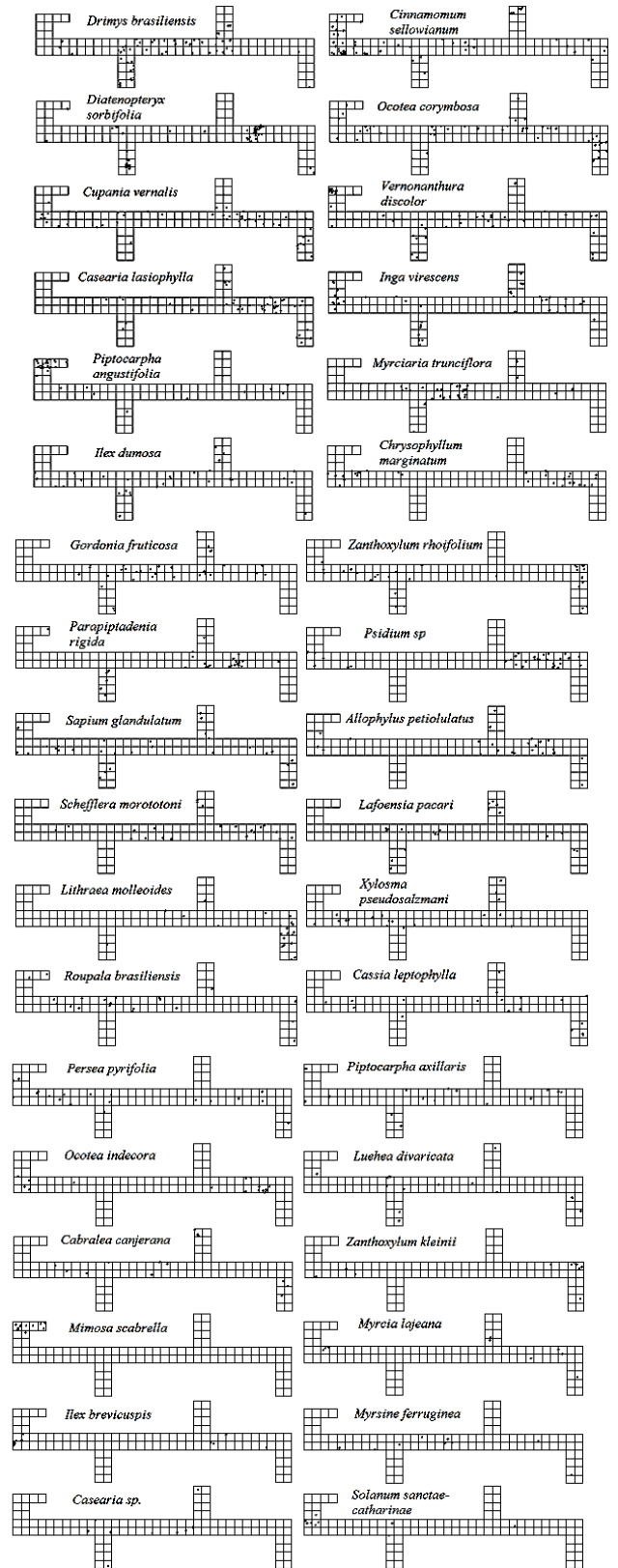
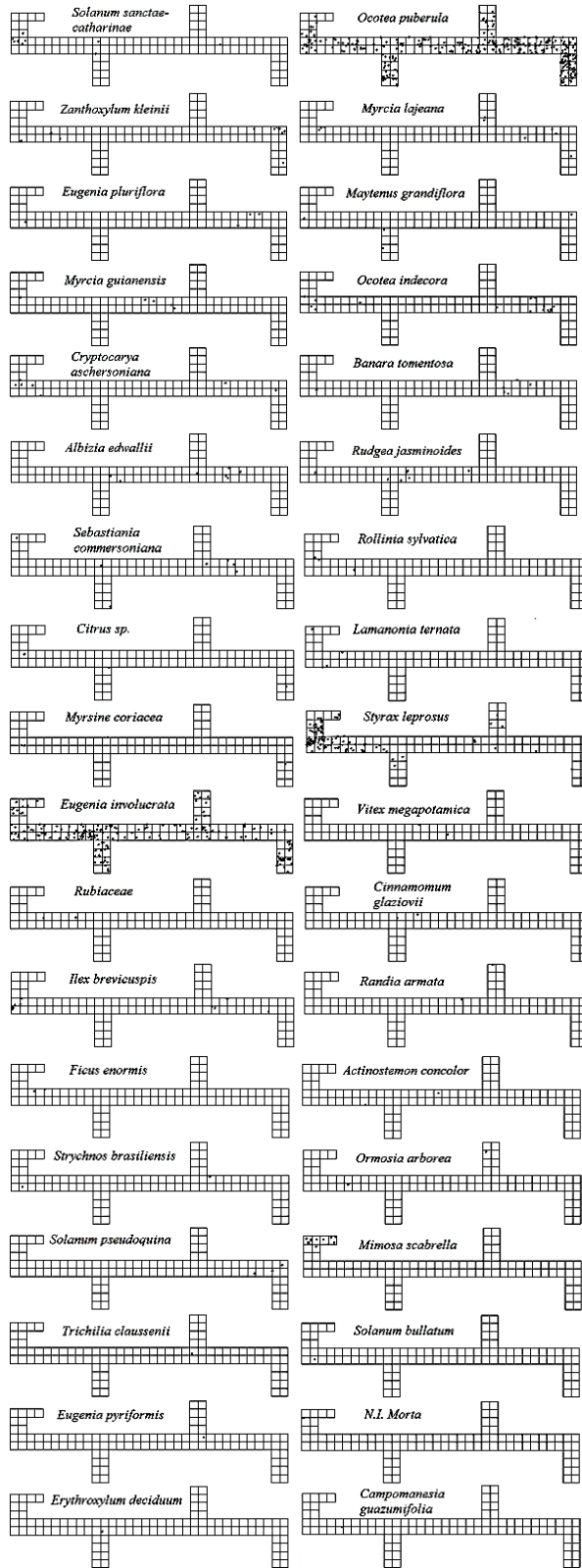


FIGURA 2.3.2. AF DO PRIMEIRO FATOR VERSUS DENSIDADE RELATIVA

Continua

Continuação

GRUPO 1 – SUBGRUPO 2. FATOR NEGATIVO



GRUPO 2 – DENSIDADE RELATIVA

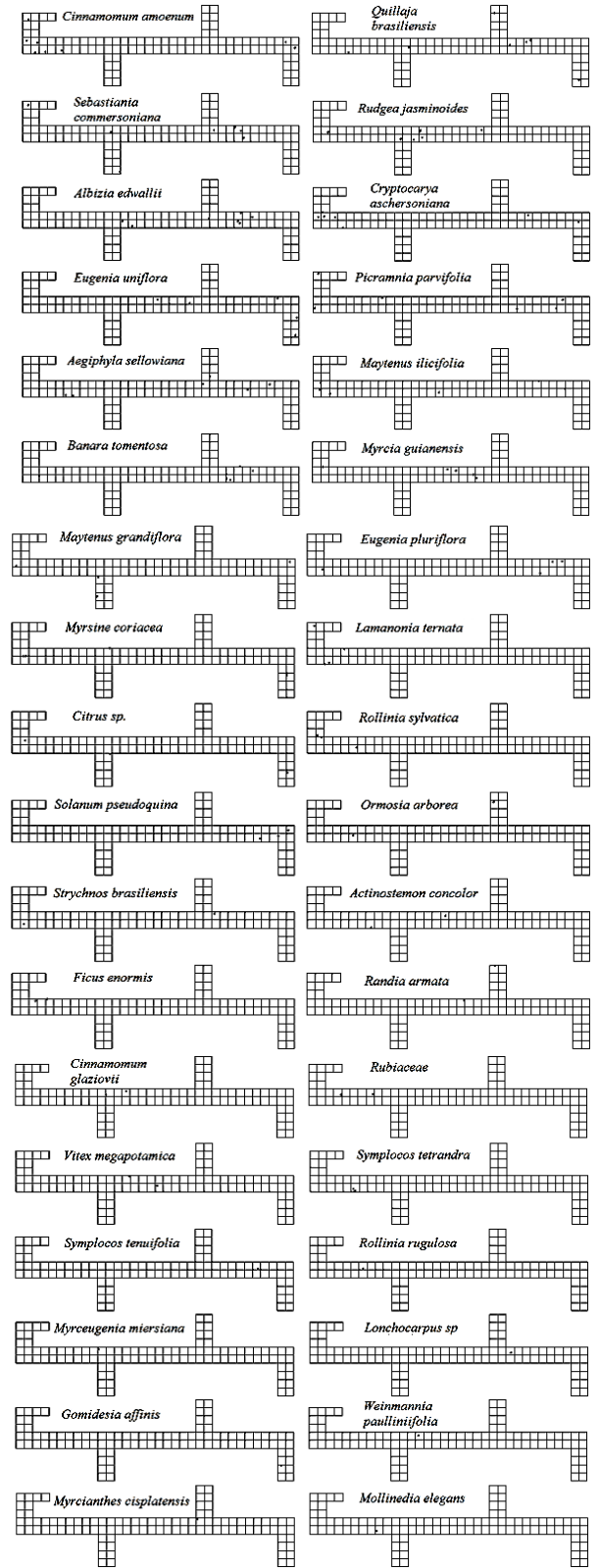
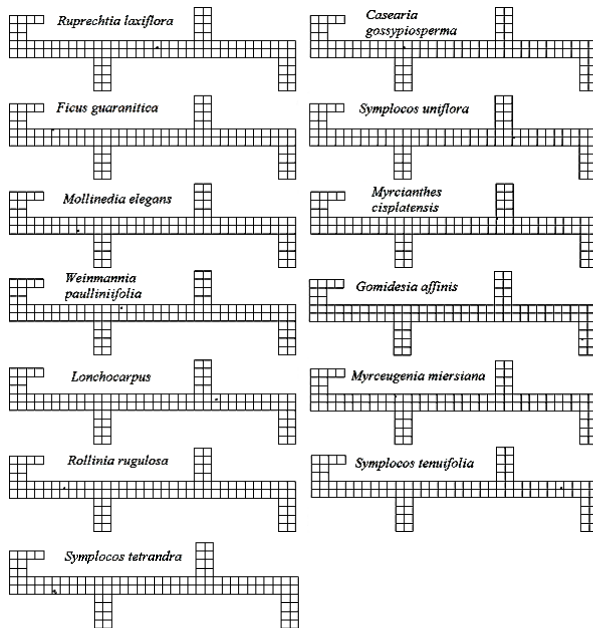


FIGURA 2.3.2. AF DO PRIMEIRO FATOR VERSUS DENSIDADE RELATIVA

Continua

GRUPO 1 – SUBGRUPO 2. FATOR NEGATIVO



GRUPO 2 – DENSIDADE RELATIVA

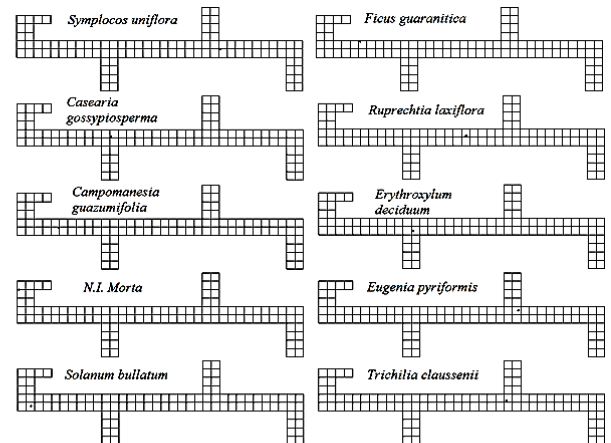


FIGURA 2.3.2. AF DO PRIMEIRO FATOR *VERSUS* DENSIDADE RELATIVA
 FONTE: O autor (2013)

No geral, a Figura 2.3.2 mostra equivalência no padrão de dispersão espacial entre os grupos do primeiro fator (SUBGRUPOS 1 e 2) e da densidade relativa, em relação a ordem de classificação das espécies. Os dois grupos começam exibindo uma grande quantidade de indivíduos, sendo esses altamente agregados, reduzindo até o limite de um indivíduo na área amostral.

As disparidades detectadas no arranjo das espécies entre os dois procedimentos são explicadas devido todas as espécies da área amostral terem sido classificadas pelo mesmo fator e variável e não por meio de um processo que as identifique pelas suas características próprias, como, por exemplo, a espécie *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze, que é diferenciada pela variável dominância.

Os resultados dos dois processos descritos foram discutidos, chegando-se à conclusão de que as espécies devem ser analisadas, conforme a ordem de classificação do maior escore de cada espécie, no que diz respeito à Análise Fatorial e pela característica principal de cada espécie, em relação à classificação fitossociológica. Assim, os processos disponibilizarão espacialmente os indivíduos uma única vez e sua análise ocorrerá entre espécies que possuem características comuns (altamente correlacionadas), dentro do mesmo grupo de formação.

2.3.1 Análise do grupo de espécies formado a partir dos escores do primeiro fator.

A partir desse levantamento, buscou-se analisar as espécies por meio apenas dos resultados dos escores fatoriais, dado a proposta de análise do comportamento espacial dos indivíduos perante a técnica da Análise Fatorial. A partir daí foi construída, inicialmente a Figura 2.3.3, a qual é composta por espécies que apresentam o maior escore fatorial no primeiro fator (TABELA 2.3.5). Dentro desse conjunto ocorre uma separação, que é referente ao sinal positivo e negativo do escore fatorial. Após isso, o primeiro fator (F_1) ficou dividido em dois subgrupos, nos quais se faz a análise dos resultados.

Com base nessa estrutura foi possível conhecer o número de espécies do fator, as espécies de cada subgrupo, a ordem de classificação, o formato da espacialização e a interpretação dos resultados, isso referenciado à característica determinante de cada espécie.

Assim, a Figura 2.3.3 exibe a disposição espacial dos indivíduos de 36 espécies, que estão ordenadas por meio dos escores fatoriais do primeiro fator (F_1). Observa-se que existe uma grande diferença entre esses dois subgrupos; o primeiro da esquerda é formado por 7 espécies, sendo essas com escores fatoriais positivos, que indicam nível elevado no número de indivíduos por parcela. Da junção dessa informação com a disposição espacial deles é possível afirmar que esse conjunto de espécies se encontra agregado nas parcelas permanentes.

O subgrupo 2 é formado por espécies com escores fatoriais negativos, os quais apontam para um pequeno número de indivíduos nas parcelas (proximidade à aleatoriedade ou casualidade). Nesse subgrupo é possível notar que somente duas espécies possuem número de indivíduos maior que 2 nas parcelas permanentes, sendo a *Solanum pseudoquina* A.St.-Hil. e a *Ilex brevicuspis* Reissek, com 3 e 10, respectivamente.

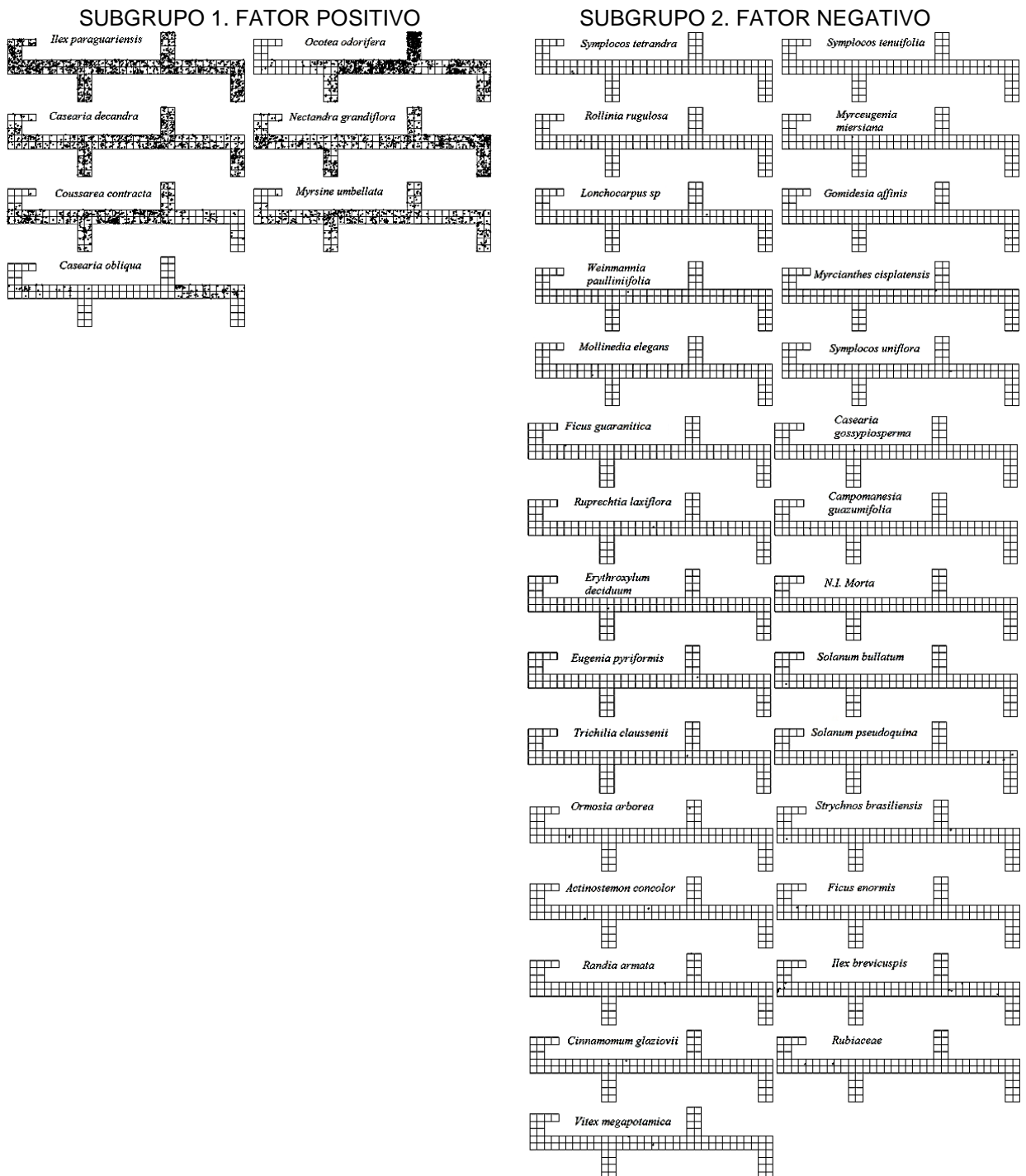


FIGURA 2.3.3. CLASSE FORMADA POR ESPÉCIES DO PRIMEIRO FATOR
 FONTE: O autor (2013)

Por meio dessas análises foi possível justificar a definição dada ao rótulo do primeiro fator e propor um modelo de classificação para espécies desse grupo. Assim, pode-se afirmar que:

Espécies, que apresentam resultados de escores fatoriais positivos no primeiro fator (F_1), são apontadas como aquelas detentoras de grande

quantidade de indivíduos por parcelas e, como consequência disso, afirma-se que: quanto maior o valor desse escore, maior será a agregação ou aglomeração dos indivíduos da mesma espécie por parcela na área do experimento.

Seguindo esse mesmo princípio, assegura-se que:

Espécies, que apresentam resultados de escores fatoriais negativos no primeiro fator (F_1), são possuidoras de pequena quantidade de indivíduos por parcela, portanto quanto menor esse valor, ou seja, mais negativo o escore, menor será a agregação ou aglomeração dos indivíduos da mesma espécie por parcela na área do experimento o que as caracteriza como aleatória.

Outro ponto importante sobre esse conjunto de espécies está no fato de que essas têm pequenos diâmetros e, conseqüentemente, contribuem com baixo valor na soma de área basal, configurando-se como uma condição importante na determinação de uma classificação. Assim, constata-se que a correlação entre os níveis de agregação e soma de área basal é baixo.

2.3.2 Análise do grupo de espécies formado a partir dos escores do segundo fator.

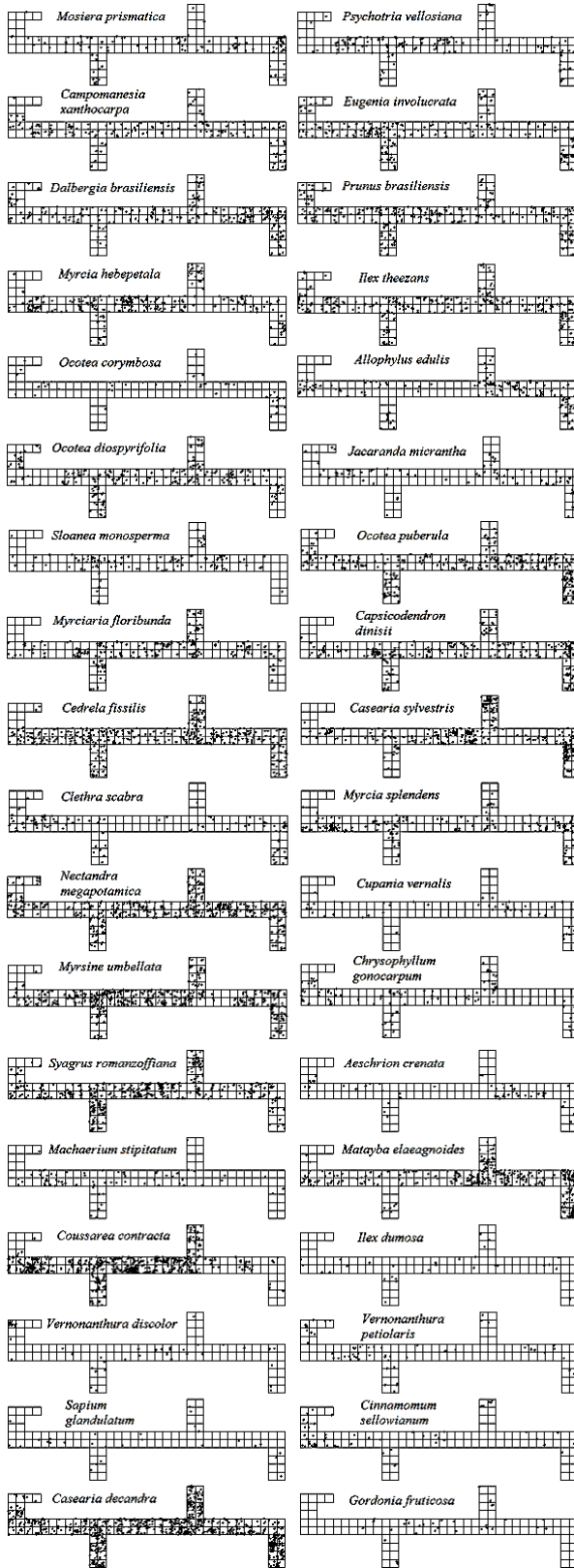
A análise dos resultados dos escores fatoriais do segundo fator e da frequência relativa seguiram os mesmos passos executados em relação ao estudo do primeiro fator e da densidade relativa, sendo assim, esse é realizado por meio da disposição espacial dos indivíduos, advindos da classificação ordenada de forma decrescente dos dois processos.

Desse modo, o segundo fator classificou 53 e 65 espécies, com escores fatoriais positivos e negativos, respectivamente, as quais estão exibidas nos subgrupos 1 e 2 do grupo 1 na Figura 2.3.4, enquanto no grupo 2 aparecem as 118 espécies ordenadas a partir dos resultados da variável frequência relativa (TABELA 2.3.5).

A disposição das espécies na Figura 2.3.4 mostra que os indivíduos não apresentam padrão de dispersão espacial dentro, nem entre os grupos. Isso ocorre porque apenas um fator (segundo fator) ou uma variável (frequência relativa)

classificam todas do experimento, apesar do conhecimento das particularidades das suas características.

GRUPO 1 – SUBGRUPO 1. FATOR POSITIVO



GRUPO 2. FREQUÊNCIA RELATIVA

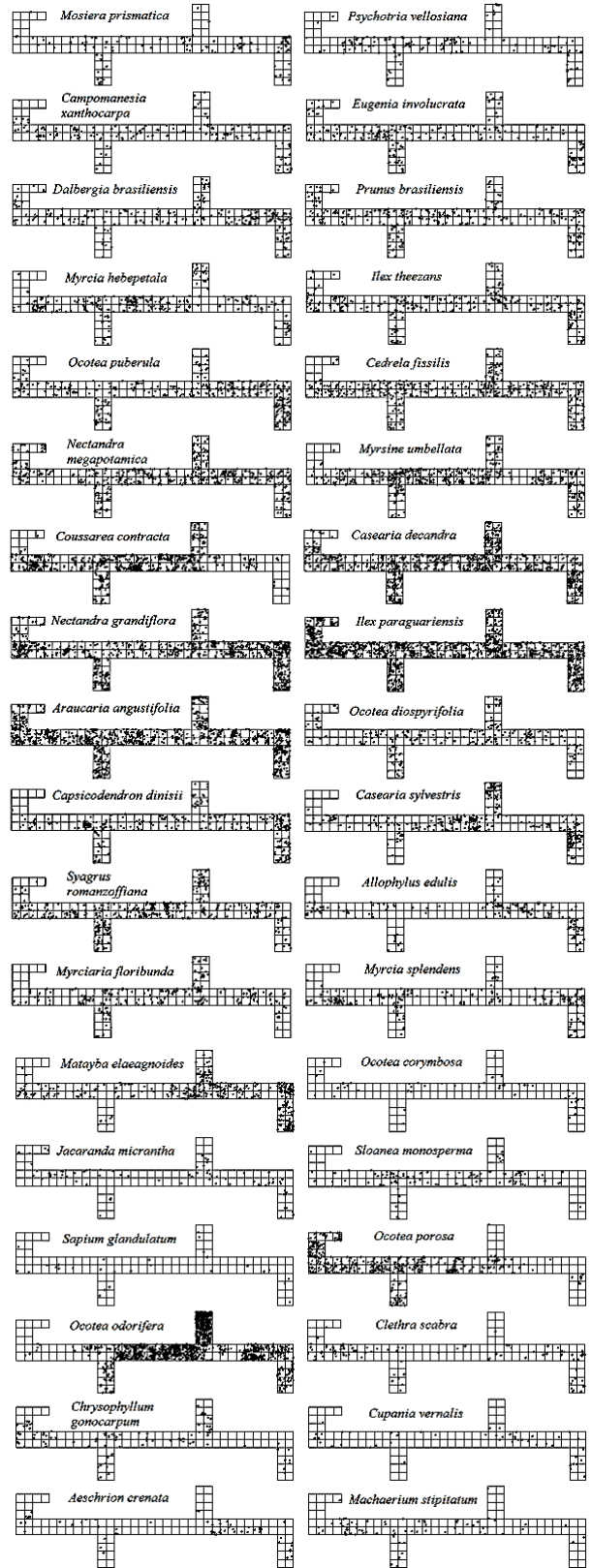
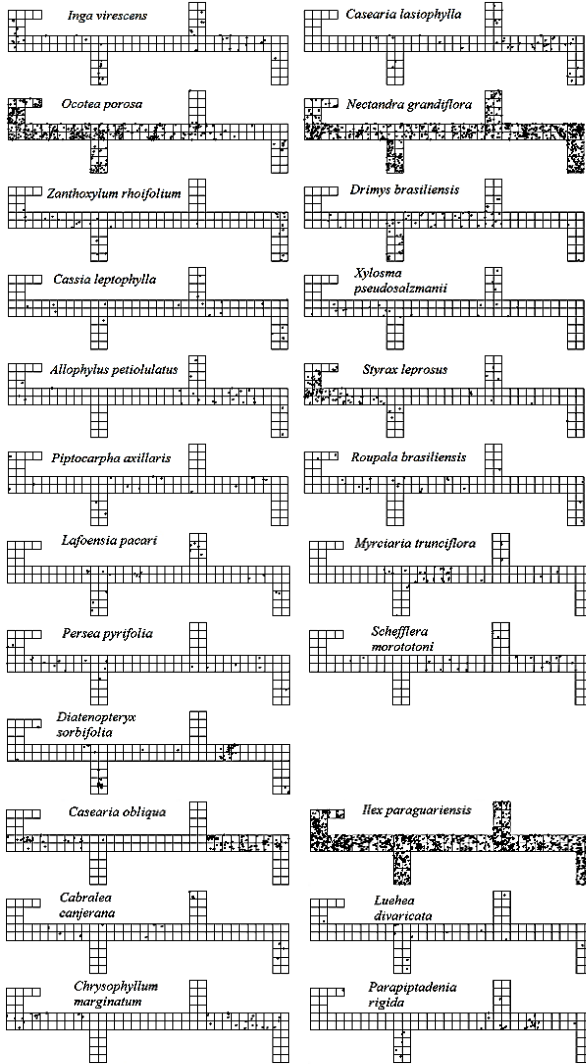


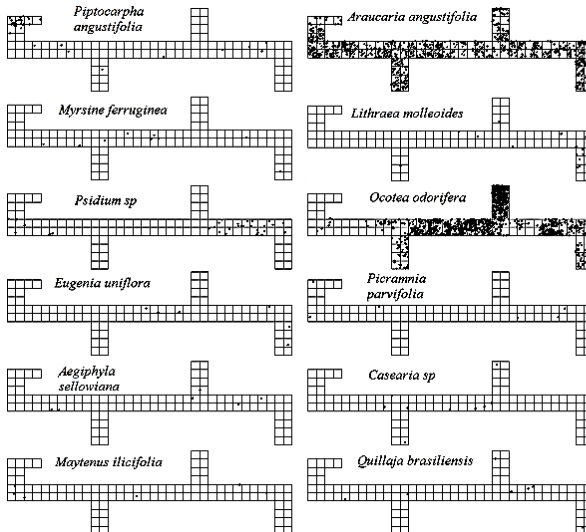
FIGURA 2.3.4. AF DO SEGUNDO FATOR VERSUS FREQUÊNCIA RELATIVA

Continua

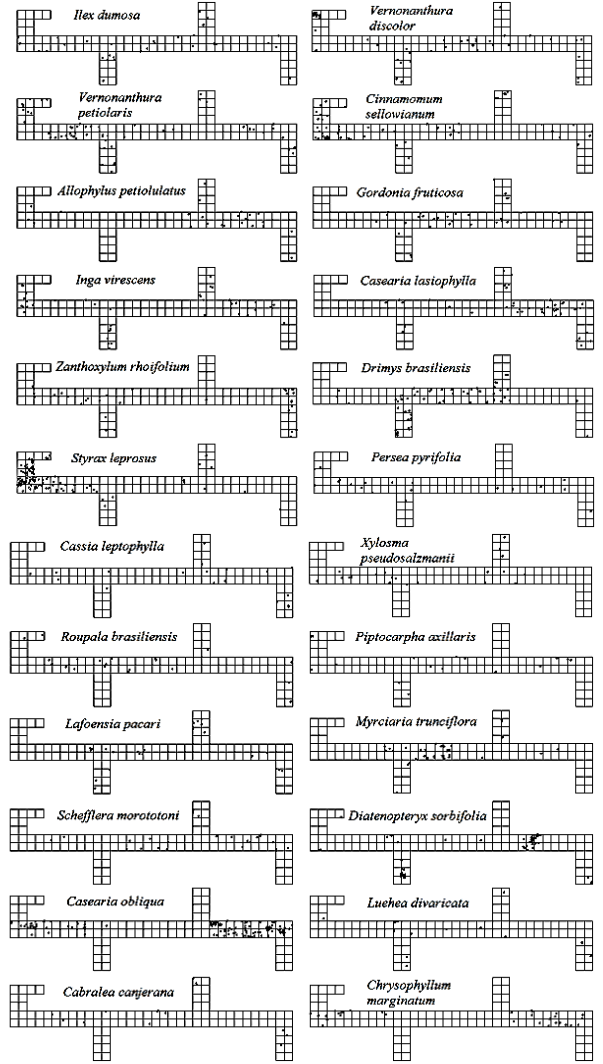
GRUPO 1 – SUBGRUPO 1. FATOR POSITIVO



GRUPO 1 – SUBGRUPO 2. FATOR NEGATIVO



GRUPO 2. FREQUÊNCIA RELATIVA



GRUPO 2. FREQUÊNCIA RELATIVA

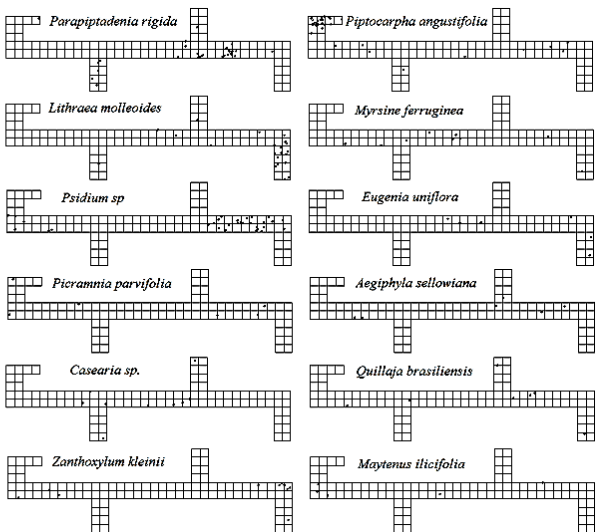
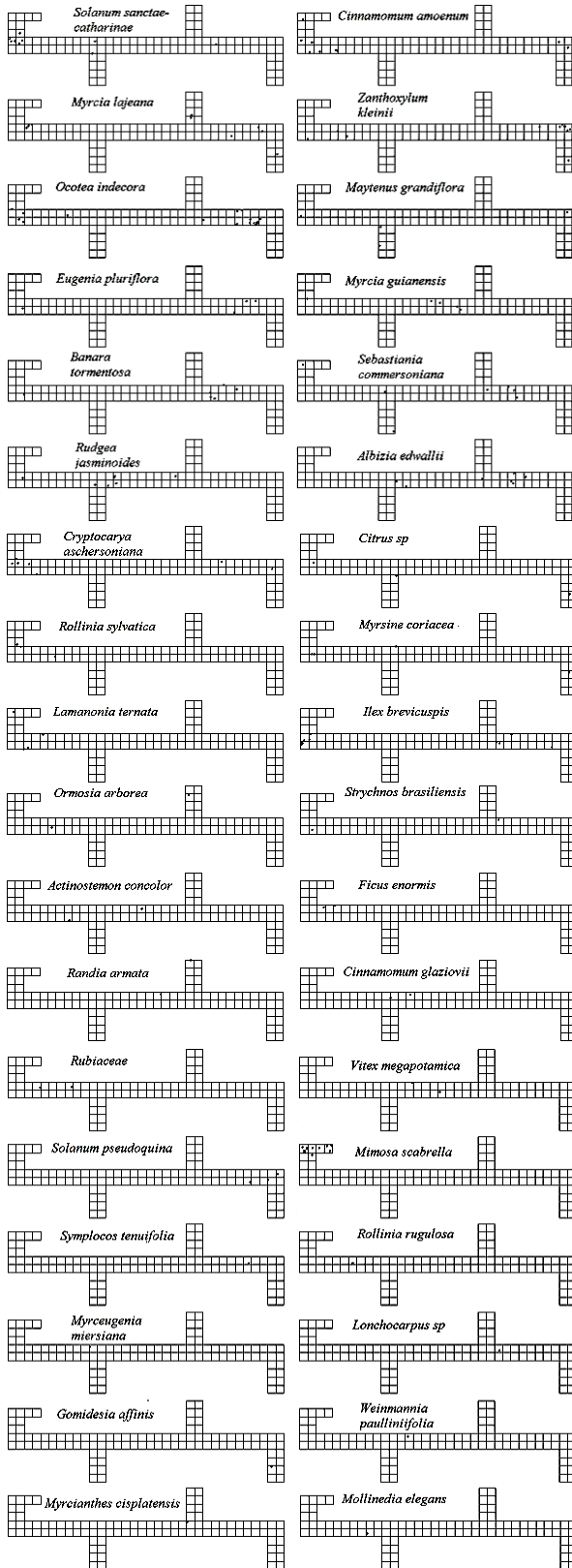


FIGURA 2.3.4. AF DO SEGUNDO FATOR VERSUS FREQUÊNCIA RELATIVA

Continuação

Continua

GRUPO 1 – SUBGRUPO 2. FATOR NEGATIVO



Continuação
GRUPO 2. FREQUÊNCIA RELATIVA

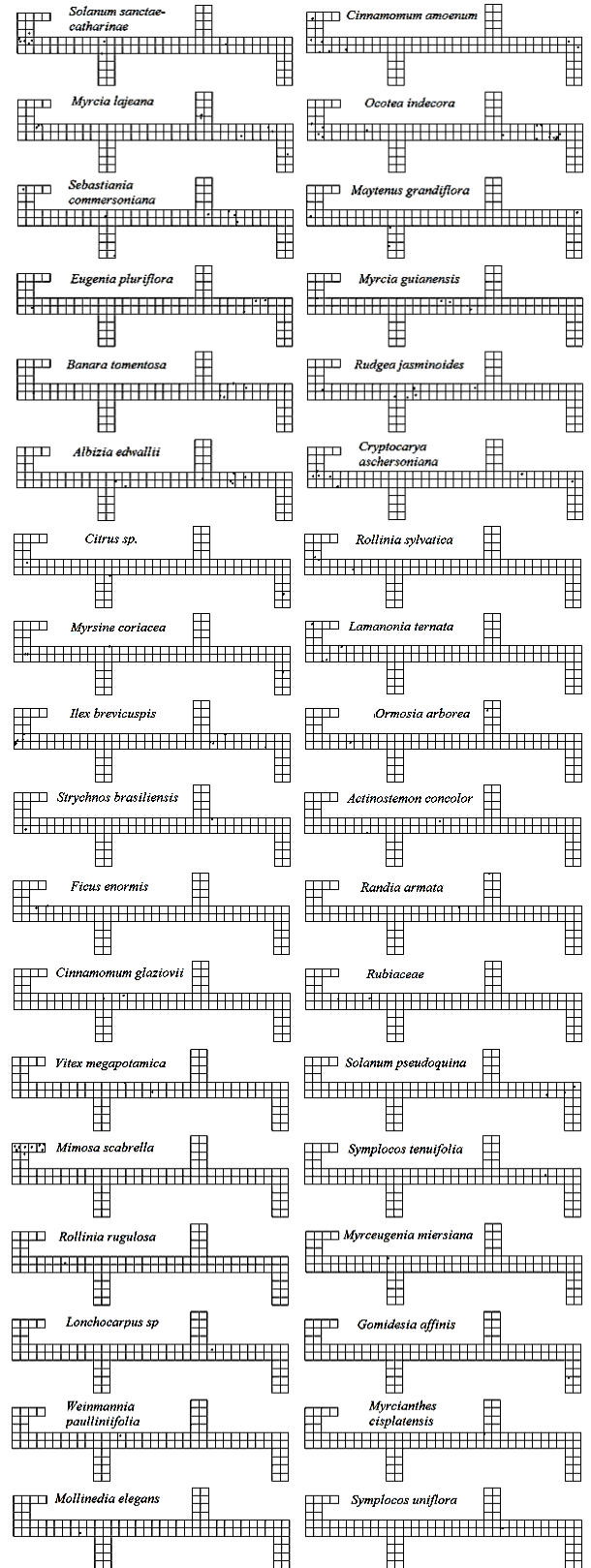


FIGURA 2.3.4. AF DO SEGUNDO FATOR VERSUS FREQUÊNCIA RELATIVA

Conclusão

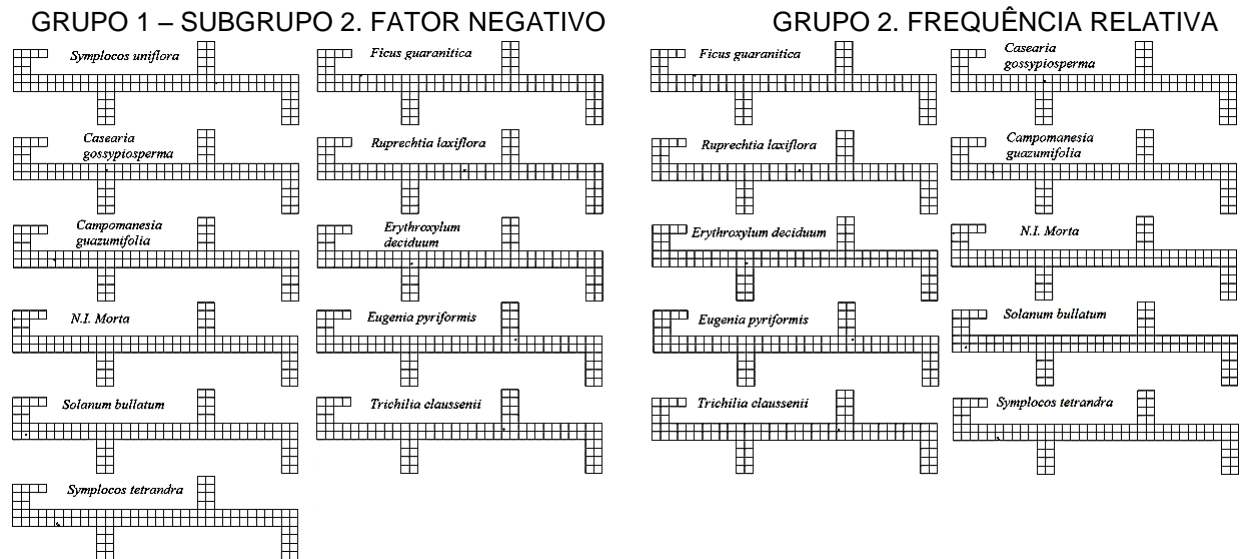


FIGURA 2.3.4. AF DO SEGUNDO FATOR VERSUS FREQUÊNCIA RELATIVA
 FONTE: O autor (2013)

Comprovações a respeito desse levantamento estão exibidas, por meio de vários exemplos. No subgrupo 1 visualiza-se as espécies, *Coussarea contracta* (Walp.) Müll.Arg. e *Casearia decandra* Jacq. 29^a e 35^a posições, respectivamente (FIGURA 2.3.4). Essas duas espécies aparentam estar alocadas fora da ordem e isso ocorre, porque fazem parte da classificação do primeiro fator e, ainda, como possuem escores fatoriais positivos, têm elevado nível de agregação e não de uniformidade na disposição dos indivíduos na área das parcelas permanentes.

No subgrupo 2 constatam-se, diferenças em relação à disposição espacial dos indivíduos, as espécies *Ilex paraguariensis* A. St. –Hil., *Ocotea odorifera* (Vell.) Rohwer e *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze; as duas primeiras explicadas pelo primeiro fator, enquanto a última pelo terceiro fator. Essa situação permite que o procedimento apresente espécies alocadas em outras posições, dado que o sistema é condicionado a classificar todas as espécies do experimento, mesmo essas não sendo detentoras de características comuns.

Outros exemplos desse grupo poderiam incrementar essa discussão, porém não é apenas esse que apresenta variações; o segundo grupo, ordenado pelos valores da variável frequência relativa, também mostra, por meio da espacialização das espécies, que existem diferenças quanto a ordem de classificação, como é verificado, por exemplo, nas espécies *Ocotea odorifera* (Vell.) Rohwer e *Ocotea porosa* (Nees & Mart.) Barroso (FIGURA 2.3.4).

Sendo assim, realizou-se a classificação dos indivíduos, por meio apenas dos valores dos escores fatoriais do segundo fator (FIGURA 2.3.5), como ocorreu na análise do primeiro fator através da Figura 2.3.3. O desenvolvimento desse processo causou o surgimento de um novo conjunto de espécies com 49 indivíduos, sendo que desses, 48 possuem escores fatoriais positivos. Essas estão exibidas espacialmente na Figura 2.3.5, a qual traz no subgrupo 1 a classificação ordenada de forma decrescente dos resultados dos escores fatoriais positivos, enquanto no subgrupo 2, a espécie com escores fatorial negativo.

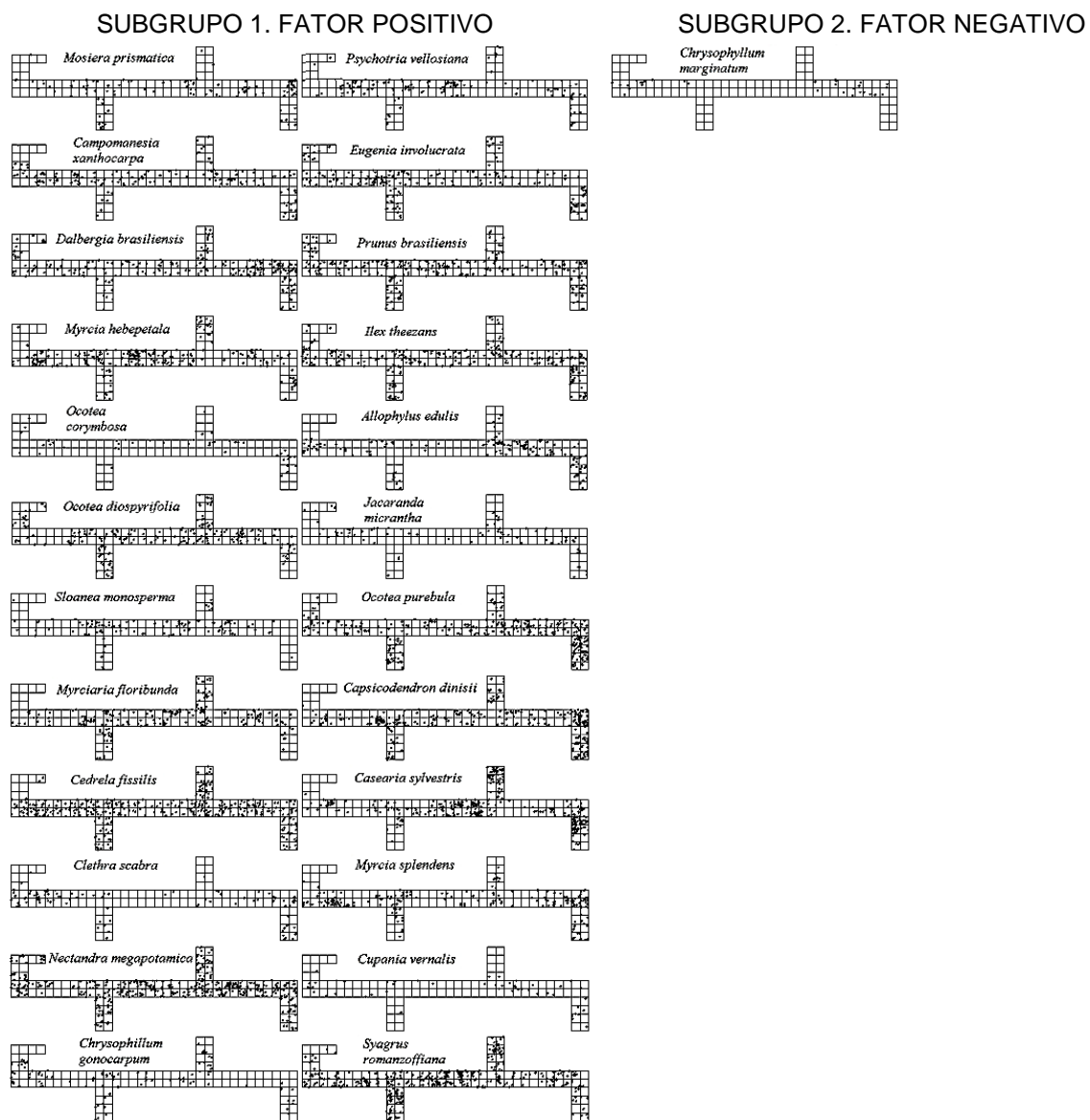


FIGURA 2.3.5. CLASSE FORMADA POR ESPÉCIES DO SEGUNDO FATOR

Continua

Conclusão

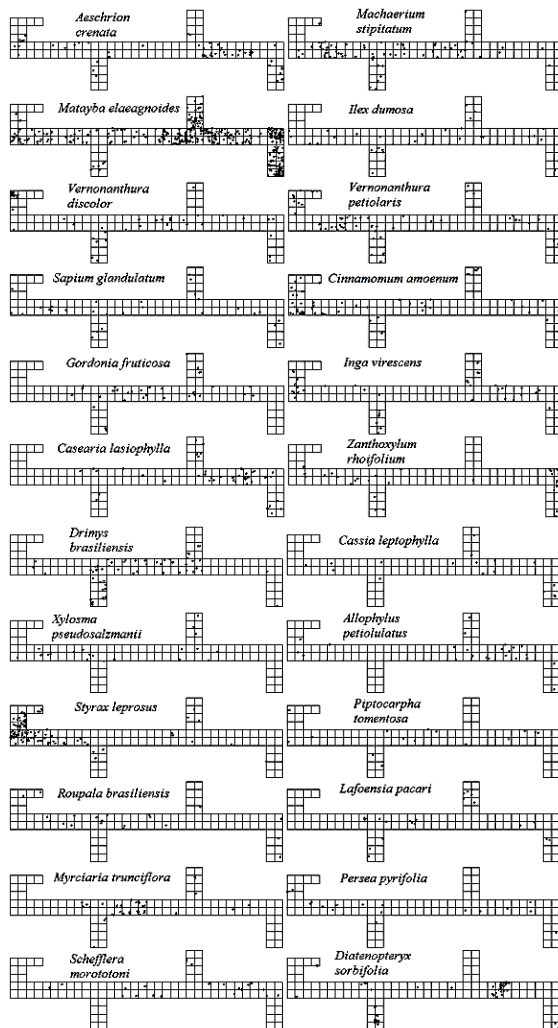


FIGURA 2.3.5. CLASSE FORMADA POR ESPÉCIES DO SEGUNDO FATOR
 FONTE: O autor (2013)

No subgrupo 1 a espacialização das espécies exibe uma disposição mais uniforme dos seus indivíduos na área amostral. As primeiras disposições mostram que esses ocorrem, em grande parte das parcelas da área do experimento, reduzindo esse número com o decréscimo dos resultados dos escores fatoriais desse fator, porém sem a ocorrência de aleatoriedade (FIGURA 2.3.5).

Observa-se no decorrer das espacializações na Figura 2.3.5, que o número de indivíduos sofre variação e isso é explicado pelos resultados dos escores fatoriais dos três fatores (F_1 , F_2 , F_3). Nesse caso, o segundo fator (F_2) exibe um valor alto no seu escore fatorial, enquanto os outros dois (F_1) e (F_3) apresentam valores baixos e isso indica um grande número de parcelas com indivíduos, porém com pequena quantidade desses, ou seja, sem a formação de aglomeração.

A causa dessa variação é explicada por meio do exemplo das espécies *Cedrela fissilis* Vell. ($F_1 = 0,10$), ($F_2 = 1,33$), ($F_3 = 1,28$) e *Casearia sylvestris* Sw. ($F_1 = 0,79$), ($F_2 = 1,32$), ($F_3 = -0,43$); a primeira tem os três escores fatoriais positivos, porém o valor do primeiro escore ($F_1 = 0,10$) é menor em relação ao primeiro da outra espécie ($F_1 = 0,79$) e a consequência disso é um *layout* mais aglomerado para a segunda, porém conservando a característica principal de uniformidade na disposição dos indivíduos.

No geral, os resultados dos escores fatoriais de um fator decrescem, enquanto nos outros dois aumentam e, assim, tem-se a variabilidade, apesar do fator principal continuar sendo o mesmo.

O subgrupo 2 na Figura 2.3.5 exhibe somente a espécie *Chrysophyllum marginatum* (Hook. & Arn.) Radlk. ($F_1 = -0,28$), ($F_2 = -0,16$) e ($F_3 = -0,17$). Essa possui um número pequeno de indivíduos, sendo esses distribuídos em duas partes da área amostral, conforme sua espacialização e, portanto, existem poucas parcelas com poucos indivíduos na área amostral justificando o resultado do escore fatorial, porém sem a formação de aleatoriedade.

A discussão desse processo fundamenta a proposta de implantação de um modelo de definição para espécies classificadas, por meio apenas dos resultados do segundo fator.

Espécies, que apresentam resultados de escores fatoriais positivos no segundo fator (F_2), são caracterizadas pela sua uniformidade na disposição dos indivíduos nas parcelas. Dessa informação, assegura-se que: quanto maior o valor do escore fatorial do segundo fator, maior será a uniformidade na disposição dos indivíduos da mesma espécie nas parcelas permanentes.

Em correspondência, garante-se que:

Espécies, que apresentam resultados de escores fatoriais negativos no segundo fator (F_2), possuem poucos indivíduos, sendo esses com pequena uniformidade na área amostrada. Diante disso afirma-se que quanto menor o valor do escore fatorial no segundo fator, ou seja, mais negativo for esse resultado, menor será a uniformidade na disposição dos indivíduos da mesma espécie nas parcelas permanentes, porém sem a formação de aleatoriedade.

2.3.3 Análise do grupo de espécies formado a partir dos escores do terceiro fator.

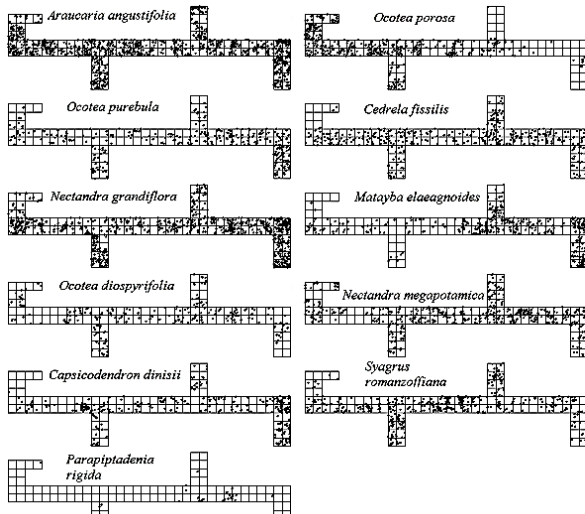
A última análise entre os métodos do terceiro fator da Análise Fatorial e da dominância relativa ocorre de maneira similar aos discutidos a partir das (FIGURAS 2.3.2 e 2.3.4).

Os resultados dos escores fatoriais do terceiro fator (F_3) classificam onze espécies com valores positivos e cento e sete com negativos (TABELA 2.3.5). A Figura 2.3.6 está constituída pela espacialização ordenada de forma decrescente da esquerda para direita e de cima para baixo para as 118 espécies do experimento nos dois grupos, sendo o primeiro (grupo 1) com dados dos escores fatoriais, enquanto o segundo (grupo 2) com dados da variável dominância relativa.

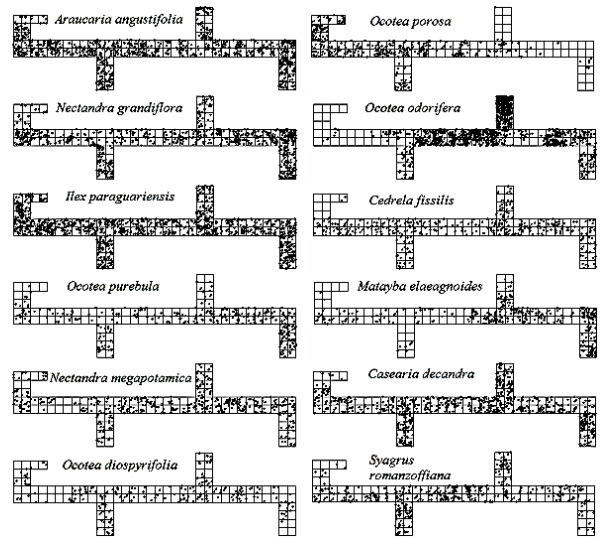
A Figura 2.3.6 mostra que as espécies *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze e *Ocotea porosa* (Nees & Mart.) Barroso apresentam a mesma ordem de classificação nos dois grupos, confirmando suas características, ou seja, são espécies com estruturas de grande potencial produtivo madeireiro nas parcelas permanentes.

No entanto, observam-se diferenças significativas na ordem de classificação das próximas espécies, em relação aos dois grupos como, por exemplo, *Ocotea odorifera* (Vell.) Rohwer e *Ilex paraguariensis* A. St.-Hil., ambas com escores fatoriais negativos no grupo 1 (subgrupo 2) (79^a) e (106^a) respectivamente, indicando, assim, que essas não influem positivamente na questão madeireira, entretanto no grupo 2 (dominância relativa) estão em 4^o e 5^o lugares na classificação e isso não condiz com suas características principais.

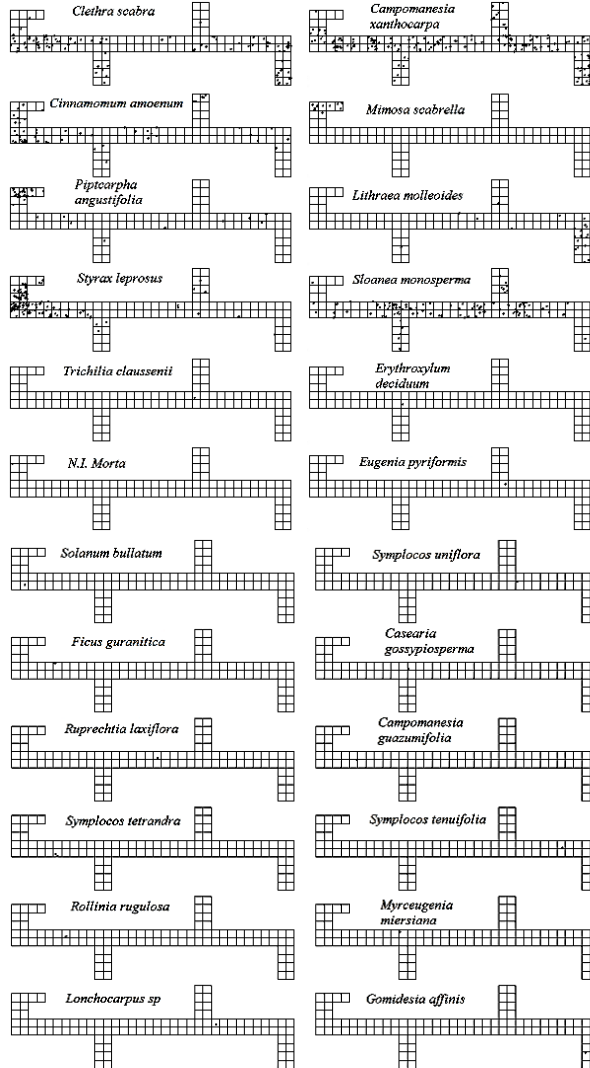
GRUPO 1 – SUBGRUPO 1. FATOR POSITIVO



GRUPO 2. DOMINÂNCIA RELATIVA



GRUPO 1 – SUBGRUPO 2. FATOR NEGATIVO



GRUPO 2. DOMINÂNCIA RELATIVA

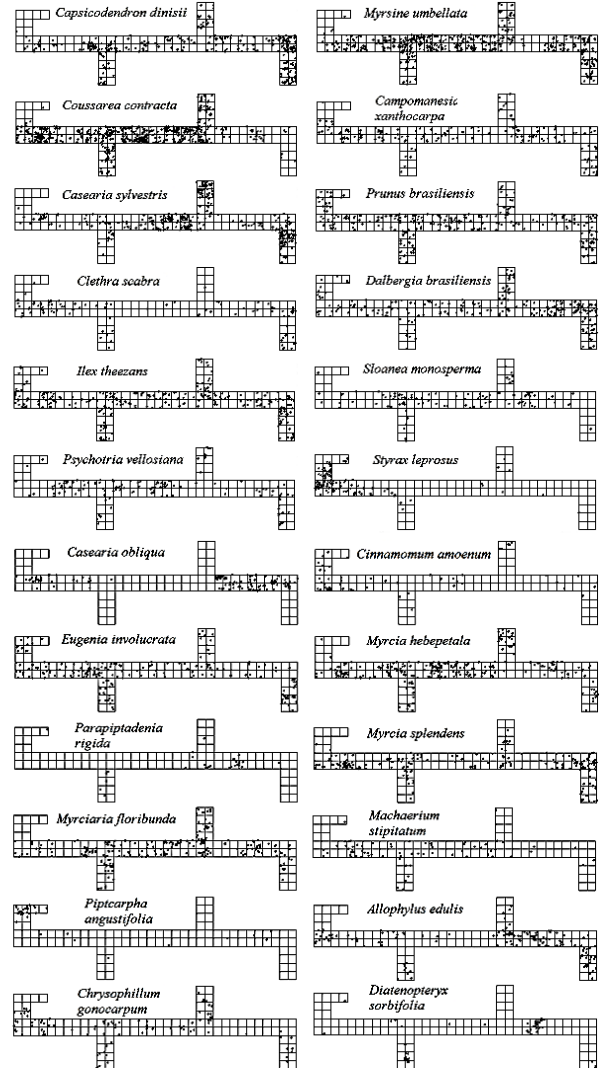
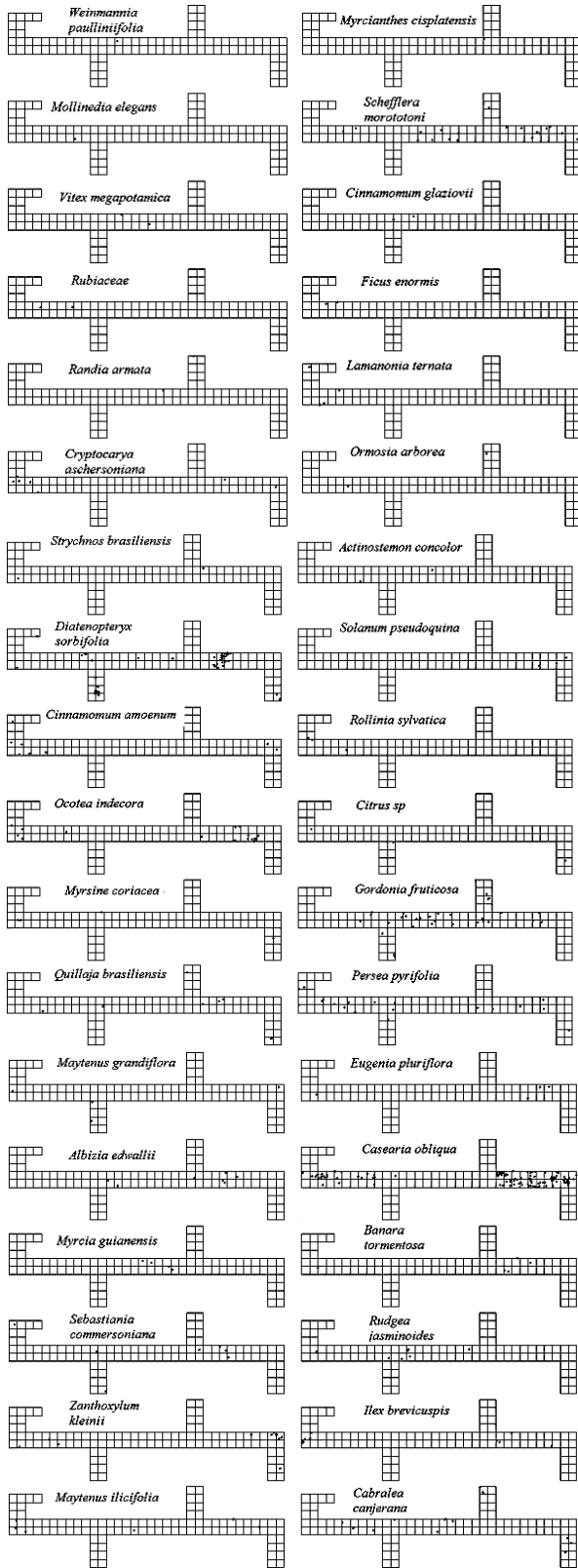


FIGURA 2.3.6. AF DO TERCEIRO FATOR VERSUS DOMINÂNCIA RELATIVA

Continua

Conclusão

GRUPO 1 – SUBGRUPO 2. FATOR NEGATIVO



GRUPO 2. DOMINÂNCIA RELATIVA

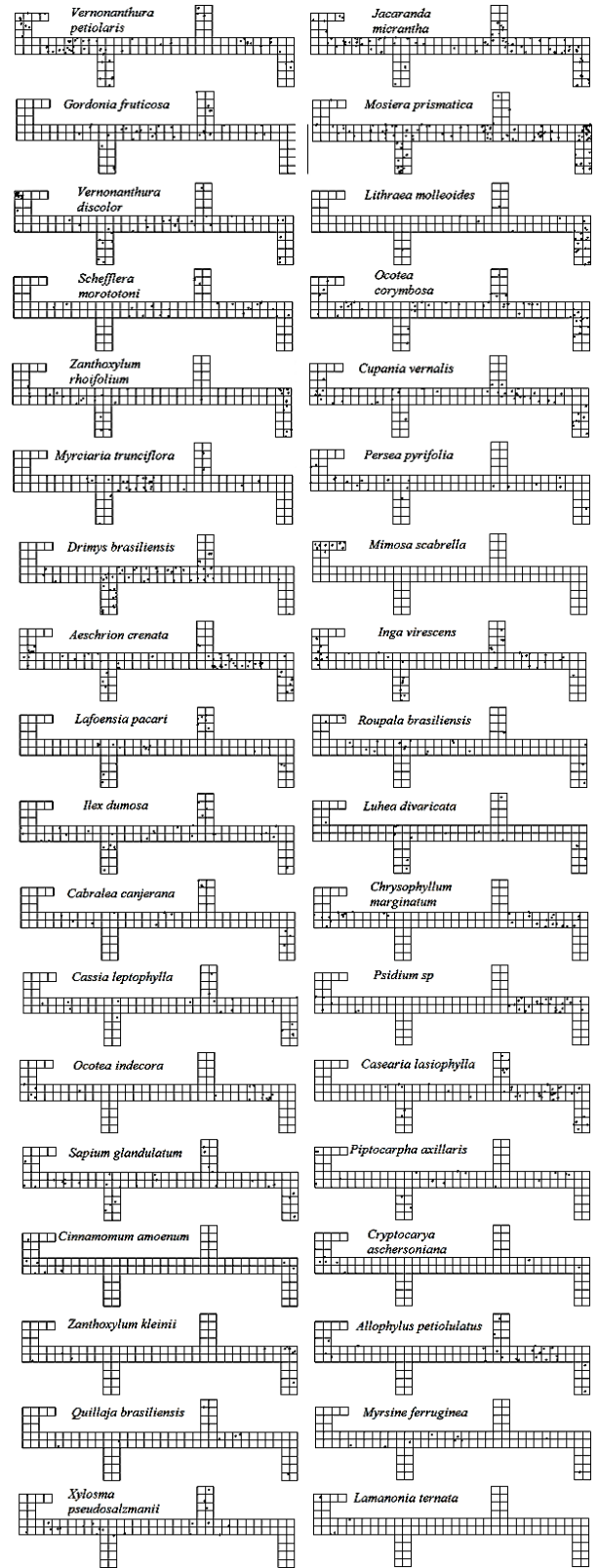
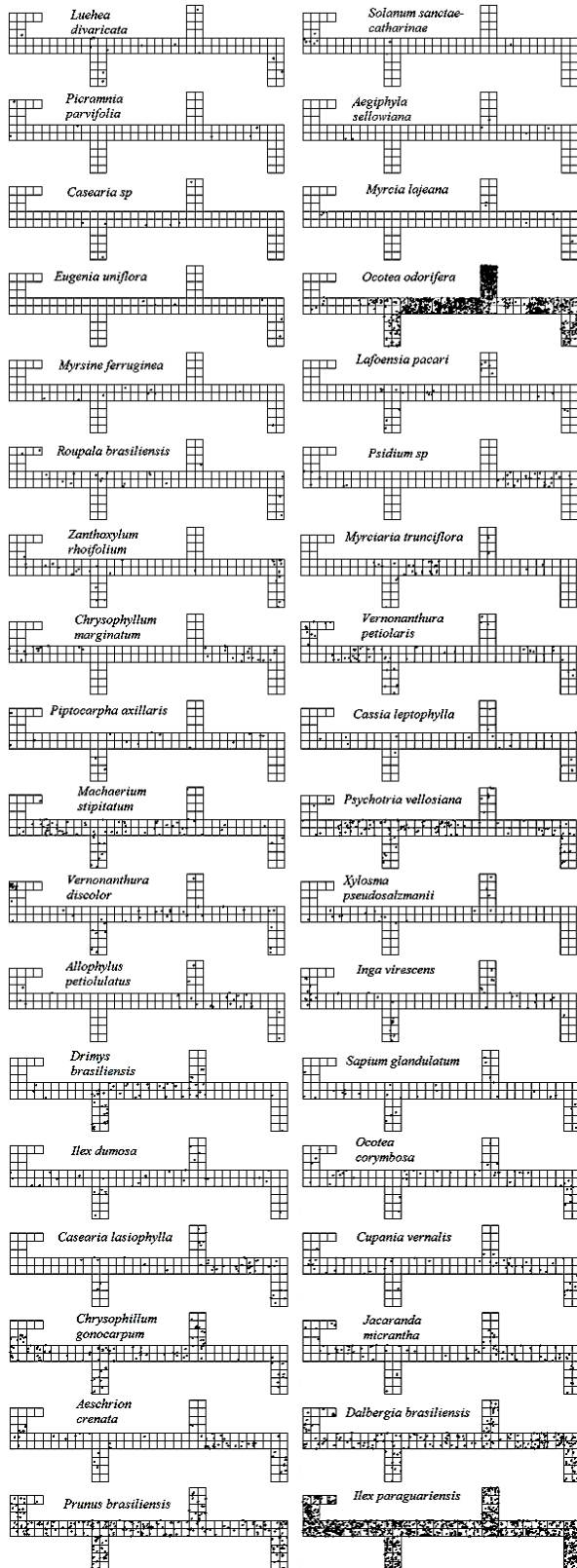


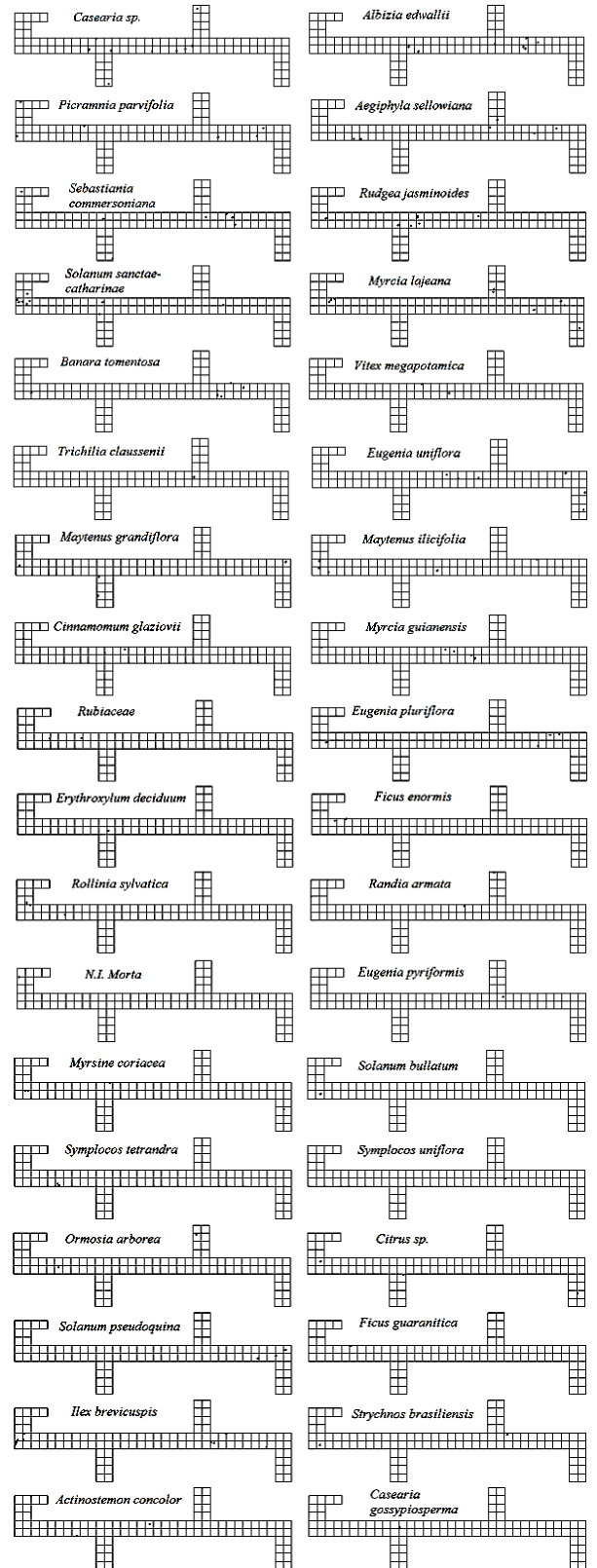
FIGURA 2.3.6. AF DO TERCEIRO FATOR VERSUS DOMINÂNCIA RELATIVA

Continua

GRUPO 1 – SUBGRUPO 2. FATOR NEGATIVO



GRUPO 2. DOMINÂNCIA RELATIVA



Continuação

FIGURA 2.3.6. AF DO TERCEIRO FATOR VERSUS DOMINÂNCIA RELATIVA

Continua

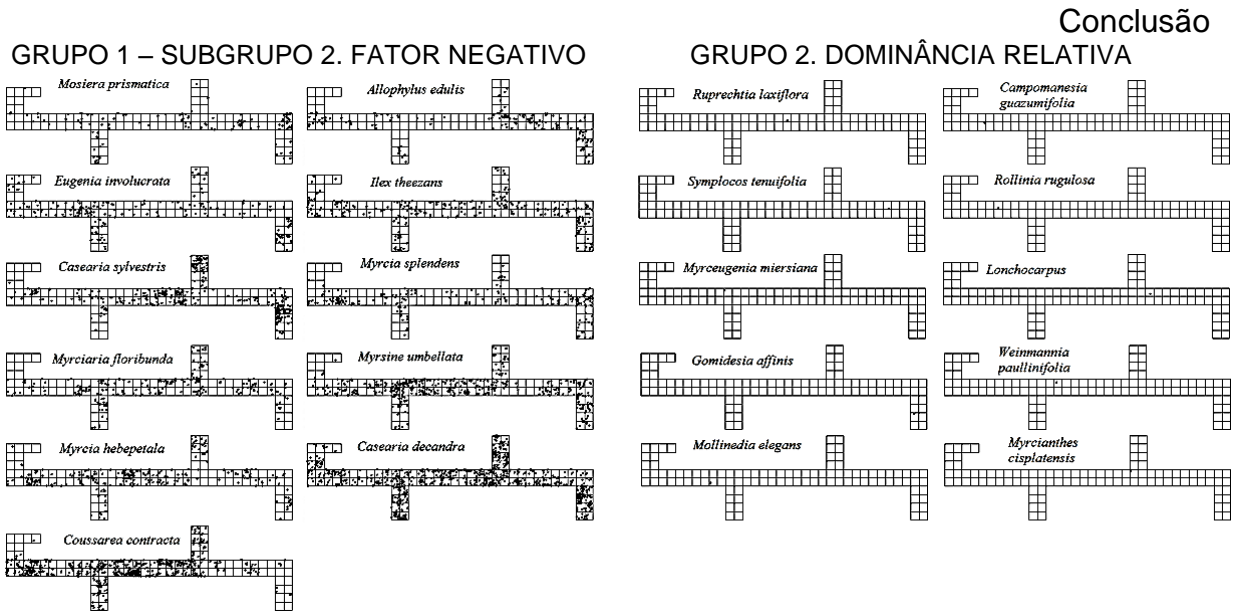


FIGURA 2.3.6. AF DO TERCEIRO FATOR *VERSUS* DOMINÂNCIA RELATIVA
 FONTE: O autor (2013)

As últimas espacializações do grupo 1 (SUBGRUPO 2) expõem a área amostral com grande número de indivíduos. Esse fato, já discutido anteriormente, ocorre porque essas espécies sofrem influência dos resultados de classificação dos outros dois fatores (F_1, F_2). Cada espécie possui um fator principal, porém isso não significa que ela não tenha pesos nos outros dois fatores, e essa condição interfere na disposição dos indivíduos, por exemplo, as espécies *Mimosa scabrella* Benth. ($F_1 = -0,07$; $F_2 = -1,06$ e $F_3 = -0,05$) e *Piptocarpha angustifolia* Dusén ex Malme ($F_1 = -0,28$; $F_2 = -0,18$ e $F_3 = -0,0$), ambas caracterizadas pelo terceiro fator, em 4º e 5º lugares, respectivamente, possuem diferenças relevantes em relação aos resultados dos escores fatoriais. O escore do primeiro fator ($F_1 = -0,07$) da 1ª espécie é maior, em relação ao da 2ª ($F_1 = -0,28$), assim a 1ª espécie apresenta uma disposição espacial com maior nível de agregação dos indivíduos nas parcelas permanentes, em contrapartida o escore da 2ª espécie ($F_2 = -0,18$) é maior que da 1ª ($F_2 = -1,06$), portanto a 2ª espécie exibe um número maior de parcelas com indivíduos, justificando o *layout* das espécies (FIGURA 2.3.6).

A discussão dessas informações aponta para o desenvolvimento da mesma técnica seguida em relação aos escores fatoriais do primeiro e do segundo fator (Figura 2.3.3 e 2.3.5), ou seja, as espécies devem se agrupar, por meio apenas dos maiores escores fatoriais do terceiro fator, gerando, assim, um grupo com características próprias, ou seja, com variáveis altamente correlacionadas.

A Figura 2.3.7 exibe a espacialização de 33 espécies, advindas do resultado do terceiro fator da Análise Fatorial. Nessa figura é observado que as espécies estão separadas em dois grupos, conforme os valores dos escores fatoriais. O grupo 1 é formado por 3 espécies que apresentam escores fatoriais positivos, enquanto o outro, possui 30 com escores fatoriais negativos.

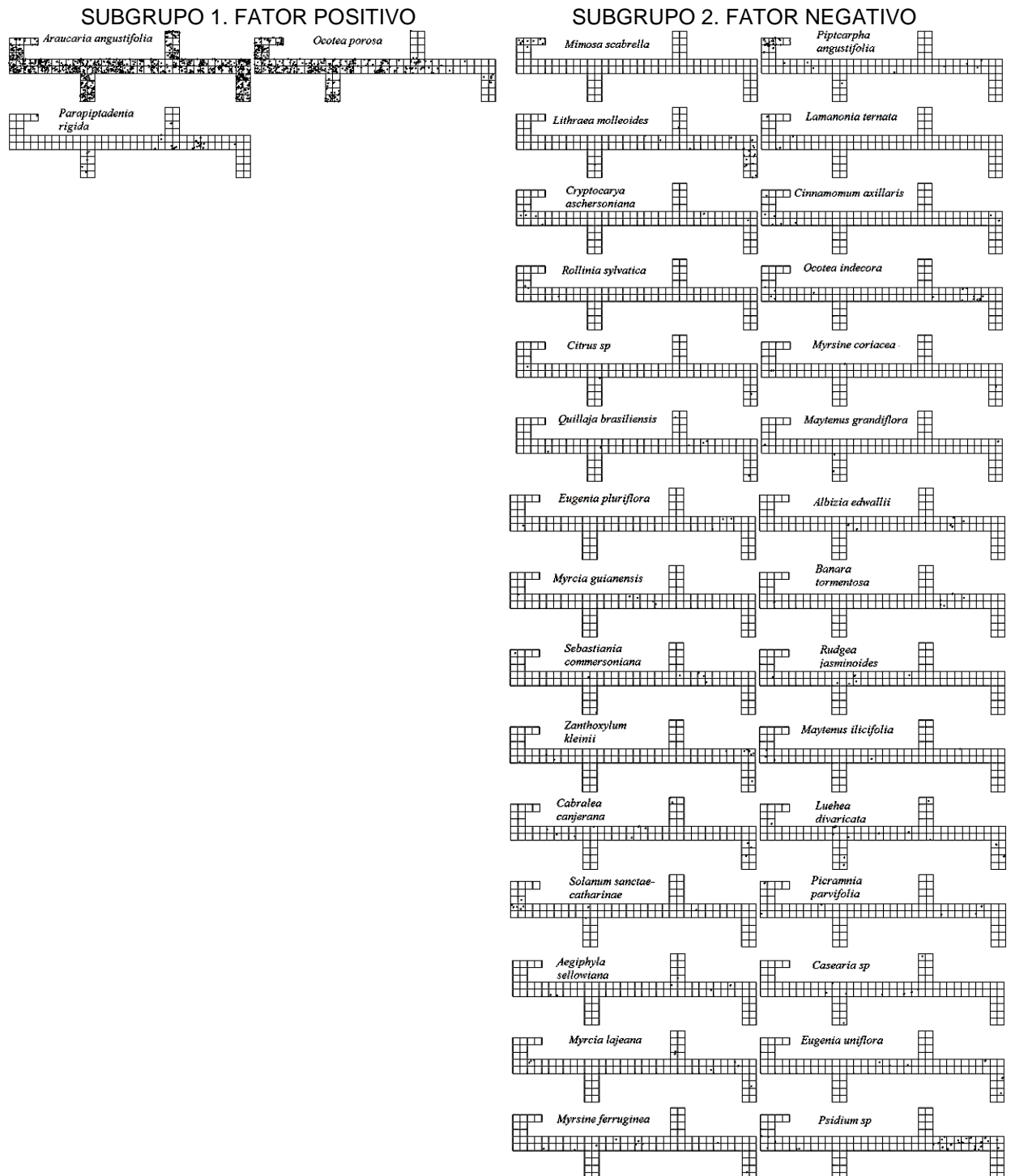


FIGURA 2.3.7. CLASSE FORMADA POR ESPÉCIES DO TERCEIRO FATOR
 FONTE: O autor (2013)

Os grupos 1 e 2 na Figura 2.3.7 mostram visualmente uma grande diferença na espacialização das espécies. O primeiro grupo é formado pelas espécies *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze, *Ocotea porosa* (Nees & Mart.) Barroso e *Parapiptadenia rigida* (Benth.) Brenan, as quais são caracterizadas pelo grande potencial na produção de madeira, ou seja, possui grandes valores na soma das áreas basais dos indivíduos por parcela no experimento, enquanto as espécies do grupo 2, também se caracterizam pela produção de madeira, porém com valores baixos na soma das áreas basais.

A partir desse levantamento, buscou-se definir um modelo para classificar espécies, oriundas apenas dos resultados dos escores fatoriais do terceiro fator.

Espécies, que apresentam resultados de escores fatoriais positivos no terceiro fator (F_3) são diferenciadas por suas maiores classes diamétricas, a qual resulta em espécies com alto poder produtivo de madeira. Diante disso, afirma-se que: quanto maior o valor do escore fatorial do terceiro fator, maior será a *soma das áreas basais dos indivíduos da mesma espécie na área das parcelas permanentes*.

E,

Espécies, que apresentam resultados de escores fatoriais negativos no terceiro fator (F_3), são descritas como aquelas que apresentam menores diâmetros. Assim, é possível assegurar que quanto menor for o valor do escore fatorial no terceiro fator, ou seja, mais negativo for esse resultado, menor será a *soma das áreas basais dos indivíduos da mesma espécie na área das parcelas permanentes*.

A explanação das espécies na Figura 2.3.7 mostrou que o terceiro fator buscou agrupar espécies com características próprias, ou seja, bitola com possibilidade de produção madeireira, justificando assim, a definição do rótulo dado a esse fator.

2.4 CONCLUSÕES

A pesquisa aponta, por meio da análise dos resultados e do processo de espacialização, que apenas um fator ou uma variável relativa de densidade, dominância ou frequência não informam condição suficiente para classificar espécies arbóreas, quanto ao comportamento na disposição dos seus indivíduos na área das parcelas permanentes, devido cada espécie ser detentora de características próprias;

As variações detectadas na disposição espacial dos indivíduos, quando esses são analisados pela classificação de um único fator aplicado a todas as espécies são causadas pela influência dos resultados dos outros dois escores fatoriais;

A técnica da Análise Fatorial, quando definida com seleção de três fatores (F_1, F_2, F_3) resulta na separação das espécies do experimento em três classes, que são constituídas por indivíduos com alto valor de correlação, ou seja, com características fitossociológicas similares;

As espécies que fazem parte da mesma classe apresentam um certo padrão na dispersão espacial dos seus indivíduos, o qual é corroborado pela formação de agrupamento com características fitossociológicas similares;

As espécies foram agrupadas em três classes: a primeira, segunda e terceira são constituídas por aquelas que apresentaram os maiores escores fatoriais no fator 1, 2 e 3, respectivamente, sendo definidas pela variação de agregação, uniformidade e soma da área basal das espécies na área do experimento.

REFERÊNCIAS

ANDERSON, T. W. **An introduction to multivariate statistical analysis**. 2. ed. New York: John Wiley, 1984, 675 p.

ANJOS, A.; COUTO, H. T. Z.; BATISTA, J. L. F.; REIS, A. Análise do efeito de um manejo em regime de rendimento sustentável sobre o padrão de distribuição espacial do palmiteiro (*Euterpe edulis Martius*), utilizando a Função K de Ripley. **Árvore**, Viçosa, v. 22, n. 2, p. 215-225, 1998.

DISPERATI, A. A. **Mapeamento florestal da Floresta Nacional de Irati-PR**. Curitiba: FUPEF, 1986. 18 p. +1 mapa.

DISPERATI, A. A. **Biodiversidade e sustentabilidade da Floresta Ombrófila Mista na FLONA de Irati, PR**. Irati: UNICENTRO, 2002a. 76 p. (Relatório final do projeto do CNPq: Fomento à Pesquisa/Apoio a Projeto de Pesquisa/Edital CNPq-01/2000-Faixa B).

DISPERATI, A. A.; OLIVEIRA FILHO, P. C. Copas de Araucária observadas em fotografias aéreas 70 mm colorido normal em escala muito grande (1:1.000). In: Seminário de Atualização em Sensoriamento Remoto e Sistemas de Informações Geográficas Aplicados à Engenharia Florestal, 17., 2006, Curitiba, PR. **Anais...** Curitiba, PR: FUPEF, 2006.

DURIGAN, G. Estrutura e diversidade de comunidades florestais. In: MARTINS, S. V. **Ecologia de florestas tropicais do Brasil**. Viçosa: Ed. UFV, 2012. p. 294-325.

FIGUEIREDO FILHO, A.; DIAS, A. N.; STEPKA, T. F.; SAWCZUK, A. R. Crescimento, Mortalidade, Ingresso e Distribuição diamétrica em Floresta Ombrófila Mista. **Floresta**, Curitiba, PR, v. 40, n. 4, p. 763-776, out./dez. 2010.

FURTADO, D. F. **Estatística Multivariada**. 1. ed. Lavras: Ed. UFLA, 2008. 662 p.

HAIR JUNIOR J. F.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L.; BLACK, W. C. **Análise multivariada de dados**. 5. ed. Porto Alegre: Bookman, 2005. 590 p.

HOSOKAWA, R. T.; MOURA, J. B.; CUNHA, U. S. **Introdução ao Manejo e Economia de Florestas**. Curitiba: UFPR, 2001. 164 p.

KREBS, C.J. **Ecological methodology**. 2. ed. New York: Benjamin Cummings, 1999. 620 p.

LATTIN, J. M.; CARROLL, D. J.; GREEN, P. E. **Análise de dados Multivariados**. São Paulo: Cengage Learning, 2011. 455 p.

MANLY, B. F. J. **Multivariate statistical methods: a primer**. London: Chapman and Hall, 1986. 229 p.

MARQUES, A. F. Aplicação da análise multivariada na infraestrutura e no desempenho das escolas públicas do Ensino Fundamental e Médio pertencentes ao Núcleo Regional de Educação de Paranavaí. **Acta Scientiarum Technology**, Maringá, v. 32, n. 1, p. 75-81, 2010.

MARTINS, S. V. **Recuperação de matas ciliares**. Viçosa, MG. Editora: Aprenda Fácil. 2001. 255 p.

MINGOTI, S.A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada**: uma abordagem aplicada. Belo Horizonte. Universidade Federal de Minas Gerais. 2007. 297 p.

MORISITA, M. I_{δ} -Index, a Measure of Dispersion of Individuals. **Researches on Population Ecology**, Fukuoka, v. 4, p. 1-7, 1962.

MORRISON, D. F. **Multivariate statistical methods**. 2.ed. New York: McGraw-Hill, 1976. 307 p.

NASCIMENTO, A. R. T.; LONGHI, S.J.; BRENA, D.A. Estrutura e Padrões de distribuição espacial de espécies arbóreas em uma amostra de Floresta Ombrófila Mista em Nova Prata, RS. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 11, n. 1, p. 105-119, 2001.

REIS, E. **Estatística Multivariada Aplicada**. 2. ed. Lisboa: Edições Sílabo, 1997. 344 p.

RODE, R. FIGUEIREDO FILHO, A.; GALVÃO, F.; MACHADO, S. A. Comparação florística entre uma Floresta Ombrófila Mista e uma vegetação arbórea estabelecida sob um povoamento de *Araucaria angustifolia* de 60 anos. **Cerne**, Lavras, v. 15, n. 1, p. 101-115, 2009.

RODE, R.; FIGUEIREDO FILHO, A.; MACHADO, S. A. GALVÃO, F. Análise do Padrão Espacial de Espécies e de Grupos Florísticos Estabelecidos em um Povoamento de *Araucaria angustifolia* e em uma Floresta Ombrófila Mista no Centro-Sul do Paraná. **Floresta**, Curitiba, v. 40, n. 2, p. 255-268, 2010.

ROSSI, L. B. M.; HIGUCHI, N. Comparação entre métodos de análise do padrão espacial de oito espécies arbóreas de uma floresta tropical úmida. In: GASCON, C.; MONTINHO, P. (eds.). **Floresta amazônica**: dinâmica, regeneração e manejo, Manaus: INPA, 1998. p. 41-59.

3 CLASSIFICAÇÃO DO COMPORTAMENTO NA DISPOSIÇÃO DOS INDIVÍDUOS DE ESPÉCIES ARBÓREAS PELA ANÁLISE FATORIAL

RESUMO

A pesquisa tem como objetivo propor um método de classificação do comportamento espacial dos indivíduos na área das parcelas permanentes de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista, localizado no segundo planalto paranaense, entre os municípios de Fernandes Pinheiro e Teixeira Soares, a 5 km de Irati, PR. Neste trabalho utilizou-se dados da medição/remedição de 2007/2008. As variáveis coletadas são: número de indivíduos por espécie, diâmetro à altura do peito, número de parcelas com indivíduos da mesma espécie e a posição em um sistema local de coordenadas cartesianas (x, y) . Esses dados foram submetidos às variáveis absolutas de densidade, dominância e frequência, as quais geraram novas informações para o desenvolvimento da Análise Fatorial, com seleção de três fatores comuns. Os resultados dessa análise indicaram a formação de três subconjuntos de espécies, com características comuns. Cada grupo foi espacializado, conforme a ordem decrescente dos escores fatoriais ponderados pela proporção da variância explicada para cada fator. As análises informam que os resultados apresentam variação ordenada na disposição dos indivíduos na área das parcelas permanentes. Isto é uma característica fundamental para a formulação da definição do método de classificação do comportamento espacial dos indivíduos. Diante dessas análises, propõe-se que: espécies advindas do primeiro fator sejam classificadas quanto ao nível de agregação ou aleatoriedade, enquanto que espécies do segundo fator sejam descritas pelo nível de uniformidade e no terceiro pelo nível de agregação e potencialidade produtiva.

Palavras-chave: Análise multivariada; Floresta Ombrófila Mista; Agregação; Uniformidade; Aleatoriedade.

ABSTRACT

The research has as objective to propose a method of classification of the spatial behavior of individuals in the area of the permanent plots of a Mixed Ombrophilous fragment, located on the second plateau of Paraná, between the municipalities of Fernandes Pinheiro and Teixeira Soares, 5 km from Irati, PR. In this study, we used data from the measurement/remeasurement of 2007/2008. The collected variables are: number of individuals per species, diameter at breast height, number of plots with individuals of the same species and the position in a local system of Cartesian coordinates (x, y) . These data were submitted to the absolute variables of density, dominance and frequency, which generated new information for the application of the Factor Analysis, with selection of three common factors. The results of this analysis indicate the formation of three subsets of species with common characteristics. Each group was spatialized, in decreasing order of factorial scores weighted by the proportion of variance explained by each factor. The analysis indicated that the results show variation on the individual distribution in the area of the permanent plots. This is a fundamental characteristic for defining the method of classification for the individual's spatial behavior. As consequence of these analyzes, it is proposed that: species resulting from the first factor are classified as regards the level of aggregation or randomness, while species of the second factor are described by level of uniformity and the third by the level of aggregation and productive potential.

Key-words: Multivariate analysis; Mixed Tropical Forest; Aggregation; Uniformity; Randomness.

3.1 INTRODUÇÃO

A Floresta Ombrófila Mista (Floresta com Araucária) possui remanescentes florestais nos estados do Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Paraná, São Paulo e Minas Gerais (INOUE *et al.*, 1984; NASCIMENTO *et al.*, 2001). A preocupação premente com a conservação, manejo e recuperação dessas áreas é minimizada quando existe planejamento estratégico e conhecimento prévio do comportamento espacial da disposição dos indivíduos, pois, assim, tem-se uma visão da alocação desses e do seu processo reprodutivo (MEYER, 1952; NASCIMENTO *et al.*, 2001; MARTINS, 2001; RODE *et al.*, 2009, 2010).

Existe uma variedade de métodos utilizados para classificar o padrão de dispersão espacial. Dentre esses, destacam-se: o índice de Morisita (I_{δ}) e a razão variância sobre a média, porém são pouco explicativos, pois informam um único valor no resultado final, o qual vem acompanhado do termo: agregado, uniforme ou aleatório, entretanto isso não esclarece o tipo do comportamento espacial que se encontram os indivíduos na área do experimento (MORISITA, 1959, 1962; PAYANDEH, 1970).

A Figura 3.1.1 exibe a diferença na disposição espacial dos indivíduos das espécies *Mimosa scabrella* Benth. e *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze, com classificação agregada e uniforme, respectivamente na área das parcelas permanentes na FLONA de Irati, segundo o resultado do índice de Morisita.

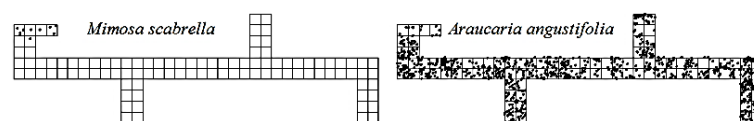


FIGURA 3.1.1. ESPÉCIES COM PADRÃO AGREGADO E UNIFORME
FONTE: O autor (2013)

A espécie *Symplocos tetrandra* Mart., com dois indivíduos em uma única parcela é um exemplo que aponta para esse problema. Essa encontra-se com padrão agregado e ($I_{\delta} = 100$), porém se existissem outros casos com três, quatro ou mais indivíduos na mesma parcela, os resultados seriam o mesmo: agregado com ($I_{\delta} = 100$) (FIGURA 3.1.2).

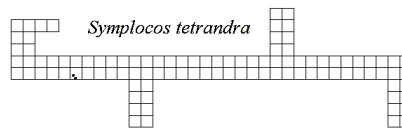


FIGURA 3.1.2. ESPÉCIES COM PADRÃO ALTAMENTE AGREGADO
 FONTE: O autor (2013)

As espécies *Vitex megapotamica* (Spreng.) Moldenke e *Persea pyrifolia* Nees & Mart., com dois e dezenove indivíduos, respectivamente, é outro exemplo que apresenta a mesma classificação e valor do índice de Morisita, ou seja, uniforme ($I_{\delta} = 0$). No entanto, o processo de espacialização mostra que existem grandes diferenças no *layout* desses indivíduos na área das parcelas permanentes da FLONA de Irati (FIGURA 3.1.3). Esse fato comprova que os resultados desses métodos não condizem com a realidade do comportamento espacial na disposição dos indivíduos.

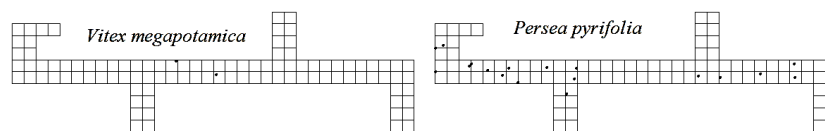


FIGURA 3.1.3. ESPÉCIES COM PADRÃO UNIFORME
 FONTE: O autor (2013)

Portanto, o fato dos métodos de classificação do padrão de dispersão espacial produzirem resultados não condizentes com a realidade da disposição dos indivíduos, afeta o conhecimento do comportamento espacial e, conseqüentemente, o planejamento da pesquisa de conservação e/ou manejo florestal.

Ludwig (1979) levantou essa questão e definiu padrão espacial ou disposição espacial como a descrição quantitativa da disposição horizontal de indivíduos de uma espécie, dentro de uma comunidade vegetal. Hosokawa *et al.* (2001) afirmaram que essa estrutura é determinada pelo valor de densidade e frequência. Pesquisas mostram que o valor de cobertura e de importância das espécies relacionam e permitem investigar essas variáveis apontadas pelos autores, com o acréscimo de informações da soma da área basal dos seus diâmetros (dominância relativa).

Portanto, partiu-se do entendimento desses conceitos para considerar as três variáveis fitossociológicas (densidade, dominância e frequência) como condição de partida para o desenvolvimento da proposta da pesquisa.

O progresso tecnológico tem trazido muitos benefícios para áreas recentes da ciência, como a Análise Multivariada, que trata de um conjunto de métodos estatísticos, que permite o estudo simultâneo de medidas múltiplas para cada indivíduo (REIS, 2001; MAGNUSSON; MOURÃO, 2005). A Análise Fatorial é uma dessas técnicas que descreve a estrutura de covariância entre as variáveis em termos de um número menor de fatores comuns (HAIR JUNIOR *et al.*, 2005). Dado isso, aplica-se este método aos dados das variáveis fitossociológicas, por ser ele recente e diferenciado dos existentes, além de relacionar as três variáveis, por meio da matriz de covariâncias (MINGOTI, 2007).

Neste trabalho serão testadas as seguintes hipóteses:

- a) Os dados das variáveis absolutas de densidade, dominância e frequência são válidos para serem aplicados à técnica da Análise Fatorial na disposição espacial das espécies;
- b) Existe uma sequência ordenada na disposição dos indivíduos da mesma espécie na área das parcelas permanentes e,
- c) O método advindo da análise fatorial é adequado para classificar espécies quanto ao comportamento espacial dos seus indivíduos.

Portanto, esta pesquisa tem como objetivo propor a construção de um método que classifique as espécies arbóreas da floresta nativa, quanto ao comportamento espacial na disposição dos seus indivíduos, por meio da técnica da Análise Fatorial, aplicada aos dados das três variáveis absolutas de densidade, dominância e frequência.

3.2 MATERIAL E MÉTODOS

3.2.1 População da Pesquisa

Os dados são constituídos por espécies arbóreas advindas de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista (FOM), localizado nos municípios de Teixeira Soares e Fernandes Pinheiro a 5 km de Irati, Paraná (DISPERATI, 1986).

Os dados estão dentro de 25 blocos com 1 hectare (100 m x 100 m) cada, que fazem parte de 1272,9 ha de florestas nativas que representa 36% da área total da FLONA de Irati. Nesse experimento foram amostrados 14.178 indivíduos com diâmetros a 1,30 m acima de 10 cm pertencentes a 118 espécies, distribuídas em 43 famílias botânicas (FIGURA 3.2.4). A parcela considerada no trabalho se refere a quarta parte de cada bloco, ou seja, 0,25 hectares (50 m x 50 m) e, conseqüentemente, o número total de parcelas é igual a 100.

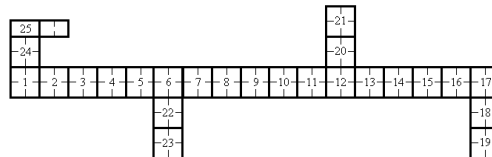


FIGURA 3.2.4. CROQUI DO EXPERIMENTO
 FONTE: FIGUEIREDO FILHO *et al.*, 2010

3.2.2 Delineamento da Pesquisa

As informações das 118 espécies amostradas no experimento foram submetidas à aplicação das expressões que determinam os valores das variáveis absolutas de densidade, dominância e frequência, em uma matriz de ordem (118×3).

A técnica da Análise Fatorial com seleção de três fatores comuns foi aplicada sobre esses dados, gerando uma nova matriz da mesma ordem. Cada fator explica, em maior grau uma determinada espécie e, portanto, tem-se o surgimento de três subconjuntos.

Os resultados dessa matriz são ponderados pela variância explicada para cada fator, que será utilizada para ordenar decrescentemente as espécies constituintes dos subconjuntos.

As espécies dos subconjuntos são espacializadas com objetivo de identificar a ocorrência da formação de sequência na disposição dos indivíduos na área das parcelas permanentes, para, enfim, embasar o método proposto de classificação do comportamento espacial na disposição dos indivíduos.

3.2.3 Descrição da Pesquisa

O número de indivíduos por espécie, diâmetro à altura do peito, número de parcelas com indivíduos da mesma espécie e a posição em um sistema local de coordenadas cartesianas (x, y) foram coletados na medição/remedição de 2007/2008.

As equações 1, 2 e 3 foram aplicadas aos dados de campo, a fim de determinar as variáveis absolutas de densidade, dominância e frequência, conforme Hosokawa *et al.* (2001).

A densidade, segundo Veiga (1977), é definida pelo número de árvores por espécies na composição florística da área.

$$DA_{abs}^i = n_i/ha \quad (1)$$

Em que,

DA_{abs}^i = densidade absoluta da espécie (i), para ($i = 1, 2, \dots, 118$);

n_i = número total de indivíduos amostrados da espécie (i), para ($i = 1, 2, \dots, 118$);

ha = hectare.

A dominância é a soma das áreas transversais dos indivíduos pertencentes a uma determinada espécie (HOSOKAWA *et al.*, 2001).

$$DO_{abs}^i = g_i/ha \quad (2)$$

Em que,

DO_{abs}^i = dominância absoluta em (m^2/ha);

g_i = área basal total da espécie (i), para ($i = 1, 2, \dots, 118$);

ha = hectare.

A frequência indica a dispersão média de cada espécie medida pelo número de parcelas da área amostrada (FONT-QUER, 1975).

$$FQ_{abs}^i = (NS_i/NS_t) \times 100 \quad (3)$$

Em que,

FQ_{abs}^i = frequência absoluta da espécie (i), para ($i = 1, 2, \dots, 118$);

NS_i = número de sub-blocos amostrados com a espécie (i), para ($i = 1, 2, \dots, 118$);

NS_t = número total de sub-blocos da área das parcelas permanentes.

A Análise Fatorial foi aplicada aos dados das variáveis absolutas de densidade, dominância e frequência, com pré-seleção de três fatores comuns, a fim de encontrar um modelo de classificação do comportamento espacial na disposição dos indivíduos.

Para que ocorra esse desenvolvimento é necessário estimar a matriz de correlações entre as variáveis e testar a validade da sua aplicação, assim como aferir a consistência dos dados pela medida de adequação da amostra de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) (EQUAÇÃO 4) (MARQUES, 2010).

$$KMO = \frac{\sum_{i \neq j} r_{ij}^2}{\left(\sum_{i \neq j} r_{ij}^2 + \sum_{i \neq j} q_{ij}^2 \right)} \quad (4)$$

Em que:

r_{ij}^2 = quadrado dos elementos da matriz de correlação original (fora da diagonal);

q_{ij}^2 = quadrado dos elementos fora da diagonal da matriz anti-imagem, em que (q_{ij}) é o coeficiente de correlação parcial entre as variáveis (X_i) e (X_j).

O método de componentes principais estima as matrizes de carregamento e variâncias específicas, por meio das equações 6 e 7, respectivamente.

$$\hat{L} = P\Lambda^{1/2} = \left[\sqrt{\hat{\lambda}_1} \hat{e}_1 \quad \sqrt{\hat{\lambda}_2} \hat{e}_2 \quad \sqrt{\hat{\lambda}_3} \hat{e}_3 \right] \quad (5)$$

Em que:

$\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \hat{\lambda}_3$ são os autovalores da matriz de correlação amostral, enquanto

$\hat{e}_1, \hat{e}_2, \hat{e}_3$ são os respectivos autovetores normalizados.

E,

$$\hat{\Psi}_{3 \times 3} = \text{diag}(\mathbf{R}_{3 \times 3} - \hat{L}_{3 \times 3} \hat{L}'_{3 \times 3}) \quad (6)$$

A rotação ortogonal dos fatores adotada foi o critério *Varimax*, o qual redistribui a variância dos primeiros fatores para os últimos (MANLY, 1986; REIS, 2001).

Os escores fatoriais foram estimados através da Equação 7, aplicada aos dados padronizados das variáveis absolutas de densidade, dominância e frequência (MINGOTI, 2007).

$$\hat{F}_j = (\hat{\mathbf{L}}^{*T} \boldsymbol{\Psi}^{*-1} \hat{\mathbf{L}}^*)^{-1} \hat{\mathbf{L}}^{*T} \boldsymbol{\Psi}^{*-1} Z_j \quad (7)$$

Em que:

$\hat{\mathbf{L}}^{*T}$ = transposta da matriz de carregamento após rotação *Varimax*;

$\boldsymbol{\Psi}^{*-1}$ = inversa da matriz de variâncias específicas após rotação *Varimax*;

Z_j = vetor de observações padronizados do (j – ésimos) elemento amostral.

A expressão geral do modelo (EQUAÇÃO 8) ordena decrescentemente as espécies dentro dos subconjuntos, a fim de que essas possam ser especializadas.

$$CEDI = \hat{F}_1 \times (\%) \text{ var. expl. } \hat{F}_1 + \hat{F}_2 \times (\%) \text{ var. expl. } \hat{F}_2 + \hat{F}_3 \times (\%) \text{ var. expl. } \hat{F}_3 \quad (8)$$

3.2.4 Análise dos dados

As espécies foram analisadas por meio da disposição espacial dos seus indivíduos na área das parcelas permanentes, a fim de encontrar uma sequência na ordem de disposição dos indivíduos na área das parcelas permanentes com objetivo de fundamentar a proposta da criação de um modelo de classificação do comportamento espacial na disposição dos indivíduos.

3.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os cálculos das variáveis absolutas de densidade, dominância e frequência foram executados pelos mesmos procedimentos adotados por diversos pesquisadores (LONGHI, 1980; LONGHI *et al.*, 1992; SCHAAF, 2001; CUNHA, 2003; SILVA *et al.*, 2005).

A área desta pesquisa já foi investigada, em relação a essas três variáveis, por Rode (2008), porém com dados da medição/remedição de 2004/2005. Esse conhecimento é importante porque serviu de parâmetro de referência para os resultados advindos da nova aplicação sobre a amostragem de 2007/2008.

A técnica da Análise Fatorial aplicada aos dados dessas variáveis gera a matriz de correlação amostral (R), que é avaliada por meio dos seus elementos. Este estudo indica viabilidade nas correlações entre as variáveis, pelo motivo de que são maiores que (0,30) e, portanto, adequada para o desenvolvimento da pesquisa (HAIR JUNIOR *et al.*, 2005).

$$R = \begin{bmatrix} 1,00 & 0,69 & 0,63 \\ 0,69 & 1,00 & 0,41 \\ 0,63 & 0,41 & 1,00 \end{bmatrix}$$

O teste da medida de adequação da amostra de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), o qual resultou em um valor acima do limite predefinido ($> 0,5$) (HAIR JUNIOR *et al.*, 2005).

A seleção de três fatores comuns foi determinada, a partir destes conhecimentos e da presente pesquisa, a qual tem finalidade de propor um método que classifique as espécies, quanto ao comportamento espacial na disposição dos seus indivíduos.

A matriz fatorial não rotacionada da análise de componentes principais traz informações a respeito dos carregamentos fatoriais, das comunalidades, das variâncias específicas e da proporção da variância explicada para cada fator (TABELA 3.3.1).

A Tabela 3.3.1 mostra que o primeiro fator tem carga alta em todas as variáveis, o segundo nas variáveis dominância e frequência, enquanto no último, as relações são irrelevantes.

Esse levantamento aponta para aplicação da rotação dos fatores. A consequência disso está na formação de um modelo mais simples, causado pela redistribuição da variância dos primeiros fatores para os últimos (Morrison, 1976).

TABELA 3.3.1. MATRIZ FATORIAL NÃO ROTACIONADA DA ACP PARA TRÊS FATORES

VARIÁVEIS	FATORES			COMUNALIDADES \hat{h}_i^2	VARIÂNCIA EXPLICADA $\hat{\psi}_i$
	$F_1(\hat{l}_{i1})$	$F_2(\hat{l}_{i2})$	$F_3(\hat{l}_{i3})$		
DA_{abs}	0,923	-0,050	0,382	1,00	0,00
DO_{abs}	0,828	-0,502	-0,251	1,00	0,00
FQ_{abs}	0,791	0,584	-0,183	1,00	0,00
Autovalores	2,16	0,60	0,24		
Var. Exp. (%)	72,0	20,0	8,0		
Var. Exp. Acumulada (%)	72,0	92,0	100,0		

FONTE: O autor (2013)

A nova matriz de cargas fatoriais (TABELA 3.3.2) indica que os valores das comunalidades não mudaram, assim como os fatores permaneceram não correlacionados. No entanto, a solução é melhor do que a anterior, devido cada variável ser dependente de apenas um fator. Observa-se que a variância foi redistribuída para uma variação equilibrada entre os fatores (LATTIN *et al.*, 2011; REIS, 2001).

TABELA 3.3.2. MATRIZ FATORIAL ROTACIONADA DA ACP PARA TRÊS FATORES

VARIÁVEIS	PESOS ESTIMADOS			COMUNALIDADE \hat{h}_i^2	VARIÂNCIA EXPLICADA $\hat{\psi}_i$
	$F_1(\hat{l}_{i1})$	$F_2(\hat{l}_{i2})$	$F_3(\hat{l}_{i3})$		
DA_{abs}	0,852	0,350	0,391	1,00	0,00
DO_{abs}	0,315	0,172	0,933	1,00	0,00
FQ_{abs}	0,275	0,947	0,169	1,00	0,00
Autovalores	0,90	1,05	1,05		
Var. Exp. (%)	30,0	35,0	35,0		
Var. Exp. Acumulada (%)	30,0	65,0	100,0		

FONTE: O autor (2013)

Os resultados das cargas fatoriais indicam que cada variável é explicada, em porcentagem alta, por um único fator. O primeiro explica 72,6% da variância da variável densidade, o segundo 89,7% da frequência, enquanto o terceiro esclarece 87,7% da dominância (TABELA 3.3.2).

A criação dos rótulos levou em consideração a relação entre as variáveis: densidade, dominância e frequência, a disposição espacial e os fatores comuns.

As equações 9, 10 e 11 representam as expressões do primeiro, segundo e terceiro fatores respectivamente, após rotação *Varimax* e são responsáveis pelos resultados dos escores fatoriais de cada espécie das parcelas permanentes.

$$F_1 = +1,5296 \times Z_{DA_{abs}} - 0,5564 \times Z_{DO_{abs}} - 0,4636 \times Z_{FQ_{abs}} \quad (9)$$

$$F_2 = -0,3640 \times Z_{DA_{abs}} - 0,0652 \times Z_{DO_{abs}} + 1,2027 \times Z_{FQ_{abs}} \quad (10)$$

$$F_3 = -0,4488 \times Z_{DA_{abs}} + 1,2710 \times Z_{DO_{abs}} - 0,0654 \times Z_{FQ_{abs}} \quad (11)$$

A Equação 12 (*CEDI*) refere-se à expressão geral, que serve para orientar a sequência das espécies, quanto à disposição dos indivíduos na área das parcelas permanentes, a partir dos escores fatoriais e da porcentagem de variância explicada de cada variável, no que diz respeito a cada fator, após a rotação *Varimax*, sendo assim responsável pela classificação do comportamento espacial na disposição dos indivíduos.

$$CEDI = F_1 \times 0,30 + F_2 \times 0,35 + F_3 \times 0,35 \quad (12)$$

Os resultados das equações dos escores fatoriais (F_1, F_2, F_3) aplicado à base de dados padronizada em relação às variáveis absolutas, formam uma matriz de ordem (118×3). A classificação das espécies nas Tabelas 3.3.3, 3.3.4 e 3.3.5 ocorre, por meio dos resultados da Equação 12 e da filtragem do maior escore fatorial de cada fator.

Os valores contidos nessas tabelas informam o grau de variação na dispersão espacial dos indivíduos. Os três subconjuntos são disjuntos, ou seja, as espécies possuem características comuns.

As Tabelas 3.3.4 e 3.3.5 formam o segundo e o terceiro subconjunto e são construídas através do mesmo processo desenvolvido na Tabela 3.3.3, porém com maiores escores fatoriais no segundo e terceiro fator respectivamente.

TABELA 3.3.3. ESPÉCIES DO 1º SUBCONJUNTO 1, ARRANJADOS DOS RESULTADOS DAS EQUAÇÕES 9 E 12

	Espécies	CEDI	F ₁
1	<i>Ilex paraguariensis</i> A. St.-Hil.	1,65	6,04
2	<i>Ocotea odorifera</i> (Vell.) Rohwer	1,58	6,00
3	<i>Nectandra grandiflora</i> Nees	1,44	2,99
4	<i>Casearia decandra</i> Jacq.	1,07	3,45
5	<i>Coussarea contracta</i> (Walp.) Müll.Arg.	0,78	2,40
6	<i>Myrsine umbellata</i> Mart.	0,71	1,47
7	<i>Casearia obliqua</i> Spreng.	-0,03	0,09
8	<i>Ilex brevicuspis</i> Reissek	-0,39	-0,09
9	<i>Vitex megapotamica</i> (Spreng.) Moldenke	-0,43	-0,09
10	<i>Solanum pseudoquina</i> A.St.-Hil.	-0,43	-0,08
11	<i>Cinnamomum glaziovii</i> (Nees & Mart.) Kosterm.	-0,43	-0,09
12	Rubiaceae	-0,43	-0,09
13	<i>Ficus enormis</i> Mart. ex Miq.	-0,43	-0,09
14	<i>Randia armata</i> (Sw.) DC.	-0,43	-0,09
15	<i>Ormosia arborea</i> (Vell.) Harms	-0,43	-0,09
16	<i>Strychnos brasiliensis</i> Mart.	-0,43	-0,09
17	<i>Actinostemon concolor</i> (Spreng.) Müll.Arg.	-0,43	-0,09
18	<i>Symplocos tetrandra</i> Mart.	-0,46	-0,04
19	<i>Trichilia clausenii</i> C.DC.	-0,46	-0,05
20	<i>Erythroxylum deciduum</i> A. St.-Hil.	-0,46	-0,05
21	N.I.Morta	-0,46	-0,05
22	<i>Eugenia pyriformis</i> Cambess.	-0,46	-0,05
23	<i>Solanum bullatum</i> Vell.	-0,46	-0,05
24	<i>Symplocos uniflora</i> (Pohl) Benth.	-0,46	-0,05
25	<i>Ficus guaranitica</i> Chodat	-0,46	-0,05
26	<i>Casearia gossypiosperma</i> Briq.	-0,46	-0,05
27	<i>Ruprechtia laxiflora</i> Meisn.	-0,46	-0,05
28	<i>Campomanesia guazumifolia</i> (Cambess.) O.Berg	-0,46	-0,05
29	<i>Symplocos tenuifolia</i> Brand	-0,46	-0,05
30	<i>Rollinia rugulosa</i> Schltldl.	-0,46	-0,05
31	<i>Myrceugenia miersiana</i> (Gardner) D.Legrand & Kausel	-0,46	-0,05
32	<i>Lonchocarpus</i> sp	-0,46	-0,05
33	<i>Gomidesia affinis</i> (Cambess.) Legrand	-0,46	-0,05
34	<i>Weinmannia paullinifolia</i> Pohl ex Ser.	-0,46	-0,05
35	<i>Myrcianthes cisplatensis</i> (Cambess.) O.Berg	-0,46	-0,05
36	<i>Mollinedia elegans</i> Tul.	-0,46	-0,05

FONTE: O autor (2013)

TABELA 3.3.4. ESPÉCIES DO 2º SUBCONJUNTO, ARRANJADOS DOS RESULTADOS DAS EQUAÇÕES 10 E 12

	Espécies	CEDI	F ₂
1	<i>Cedrela fissilis</i> Vell.	0,95	1,33
2	<i>Ocotea puberula</i> (Rich.) Nees	0,91	1,41
3	<i>Nectandra megapotamica</i> (Spreng.) Mez	0,85	1,27
4	<i>Matayba elaeagnoides</i> Radlk.	0,80	1,07
5	<i>Syagrus romanzoffiana</i> (Cham.) Glassman	0,75	1,15
6	<i>Capsicodendron dinisii</i> Schwacke	0,62	1,36
7	<i>Ocotea diospyrifolia</i> (Meisn.) Mez	0,59	1,49
8	<i>Casearia sylvestris</i> Sw.	0,55	1,32
9	<i>Prunus brasiliensis</i> (Cham. & Schltdl.) D.Dietr.	0,51	1,58
10	<i>Ilex theezans</i> Mart. ex Reissek	0,50	1,56
11	<i>Myrcia hebeptala</i> DC.	0,48	1,57
12	<i>Dalbergia brasiliensis</i> Vogel	0,48	1,64
13	<i>Campomanesia xanthocarpa</i> (Mart.) O.Berg	0,45	1,74
14	<i>Eugenia involucrata</i> DC.	0,42	1,69
15	<i>Psychotria vellosiana</i> Benth.	0,39	1,79
16	<i>Myrciaria floribunda</i> (H.West ex Willd.) O.Berg.	0,37	1,40
17	<i>Myrcia splendens</i> (Sw.) DC.	0,34	1,28
18	<i>Mosiera prismatica</i> (D. Legrand) Landrum	0,34	1,82
19	<i>Allophylus edulis</i> (A.St.-Hil. et al.) Hieron. ex Niederl.	0,31	1,50
20	<i>Sloanea monosperma</i> Vell.	0,29	1,43
21	<i>Clethra scabra</i> Pers.	0,27	1,30
22	<i>Jacaranda micrantha</i> Cham.	0,22	1,49
23	<i>Ocotea corymbosa</i> (Meisn.) Mez	0,20	1,53
24	<i>Chrysophyllum gonocarpum</i> (Mart. & Eichler ex Miq.) Engl.	0,18	1,19
25	<i>Machaerium stipitatum</i> Vogel	0,14	1,10
26	<i>Cupania vernalis</i> Cambess.	0,13	1,27
27	<i>Aeschrion crenata</i> Vell.	0,11	1,12
28	<i>Vernonanthura petiolaris</i> (DC.) H.Rob.	0,10	0,98
29	<i>Vernonanthura discolor</i> (Spreng.) H.Rob.	0,08	1,00
30	<i>Cinnamomum sellowianum</i> (Nees & Mart.) Kosterm.	0,06	0,72
31	<i>Styrax leprosus</i> Hook. & Arn.	0,06	0,36
32	<i>Ilex dumosa</i> Reissek	0,06	1,03
33	<i>Sapium glandulatum</i> (Vell.) Pax	-0,01	0,77
34	<i>Gordonia fruticosa</i> (Schrad.) H.Keng	-0,01	0,63
35	<i>Inga virescens</i> Benth.	-0,02	0,62
36	<i>Casearia lasiophylla</i> Eichler	-0,02	0,62
37	<i>Drimys brasiliensis</i> Miers	-0,03	0,46
38	<i>Zanthoxylum rhoifolium</i> Miers.	-0,05	0,50
39	<i>Cassia leptophylla</i> Vogel	-0,10	0,39
40	<i>Allophylus petiolulatus</i> Radlk.	-0,10	0,38
41	<i>Xylosma pseudosalzmanii</i>	-0,10	0,39
42	<i>Myrciaria trunciflora</i> O.Berg.	-0,10	0,23
43	<i>Diatenopteryx sorbifolia</i> Radlk.	-0,10	0,07
44	<i>Lafoensia pacari</i> A.St.-Hil.	-0,12	0,25
45	<i>Roupala brasiliensis</i> Klotzsch	-0,12	0,25
46	<i>Piptocarpha axillaris</i> (Less.) Baker	-0,13	0,26
47	<i>Schefflera morototoni</i> (Aubl.) Maguire et al.var.	-0,13	0,11
48	<i>Persea pyrifolia</i> Nees & Mart.	-0,14	0,12
49	<i>Chrysophyllum marginatum</i> (Hook. & Arn.) Radlk.	-0,20	-0,16

FONTE: O autor (2013)

TABELA 3.3.5. ESPÉCIES DO 3º SUBCONJUNTO, ARRANJADOS DOS RESULTADOS DAS EQUAÇÕES 11 E 12

	Espécies	CEDI	F ₃
1	<i>Araucaria angustifolia</i> (Bertol.) Kuntze	3,41	9,83
2	<i>Ocotea porosa</i> (Nees & Mart.) Barroso	1,31	3,14
3	<i>Parapiptadenia rigida</i> (Benth.) Brenan	-0,17	0,01
4	<i>Piptocarpha angustifolia</i> Dusén ex Malme	-0,17	-0,05
5	<i>Luhea divaricata</i> Mart. & Zucc.	-0,18	-0,06
6	<i>Cabralea canjerana</i> (Vell.) Mart.	-0,19	-0,07
7	<i>Lithraea molleoides</i> (Vell.) Engl.	-0,23	-0,11
8	<i>Psidium</i> sp.	-0,21	-0,11
9	<i>Myrsine ferruginea</i> (Ruiz & Pav.) Mez	-0,24	-0,11
10	<i>Casearia</i> sp.	-0,30	-0,12
11	<i>Picramnia parvifolia</i> Engl.	-0,30	-0,12
12	<i>Aegiphyla sellowiana</i> Cham.	-0,30	-0,12
13	<i>Eugenia uniflora</i> L.	-0,30	-0,12
14	<i>Ocotea indecora</i> (Schott) Mez	-0,33	-0,12
15	<i>Cinnamomum amoenum</i> (Nees & Mart.) Kosterm	-0,34	-0,12
16	<i>Zanthoxylum kleinii</i> (R.S.Cowan) P.G.Waterman	-0,33	-0,12
17	<i>Quillaja brasiliensis</i> (A.St.-Hil. & Tul.) Mart.	-0,34	-0,12
18	<i>Myrcia lajeana</i> D. Legrand	-0,33	-0,12
19	<i>Solanum sanctae-catharinae</i> Dunal	-0,33	-0,12
20	<i>Maytenus ilicifolia</i> Mart. ex Reissek	-0,34	-0,13
21	<i>Cryptocarya aschersoniana</i>	-0,37	-0,13
22	<i>Albizia edwallii</i> (Hoehne) Barneby & J.W.Grimes	-0,37	-0,13
23	<i>Sebastiania commersoniana</i> (Baill.) L.B.Sm. & Downs	-0,37	-0,13
24	<i>Rudgea jasminoides</i> (Cham.) Müll.Arg.	-0,37	-0,13
25	<i>Banara tomentosa</i> Clos	-0,37	-0,13
26	<i>Myrcia guianensis</i> (Aubl.) DC.	-0,37	-0,14
27	<i>Maytenus grandiflora</i> Reissek	-0,38	-0,14
28	<i>Eugenia pluriflora</i> DC.	-0,38	-0,14
29	<i>Lamanonia ternata</i> Vell	-0,41	-0,14
30	<i>Myrsine coriacea</i> (Sw.) R. Br.	-0,41	-0,14
31	<i>Rollinia sylvatica</i> (A.St.-Hil.) Mart.	-0,41	-0,14
32	<i>Citrus</i> sp.	-0,41	-0,15
33	<i>Mimosa scabrella</i> Benth.	-0,45	-0,16

FONTE: O autor (2013)

3.3.1 Análise da disposição das espécies do 1º subconjunto

A espacialização das espécies dos subconjuntos seguiu a ordem de classificação, que consta nas Tabelas 3.3.3, 3.3.4 e 3.3.5. Esse procedimento foi adotado com a finalidade de verificar a existência de uma sequência na disposição dos indivíduos na área das parcelas permanentes, em correspondência aos fatores comuns, porque a partir desse resultado, estrutura-se a proposta de um novo método de classificação do comportamento espacial na disposição dos indivíduos (CEDI).

O primeiro e o segundo grupo mostram que existe uma ordem na disposição dos indivíduos na área das parcelas permanentes. Isso é importante na fundamentação da proposta da definição do comportamento espacial na disposição dos indivíduos. Assim, essa variação é descrita e explicada pelo nível de agregação ou aleatoriedade em que as espécies se encontram (FIGURA 3.3.5).

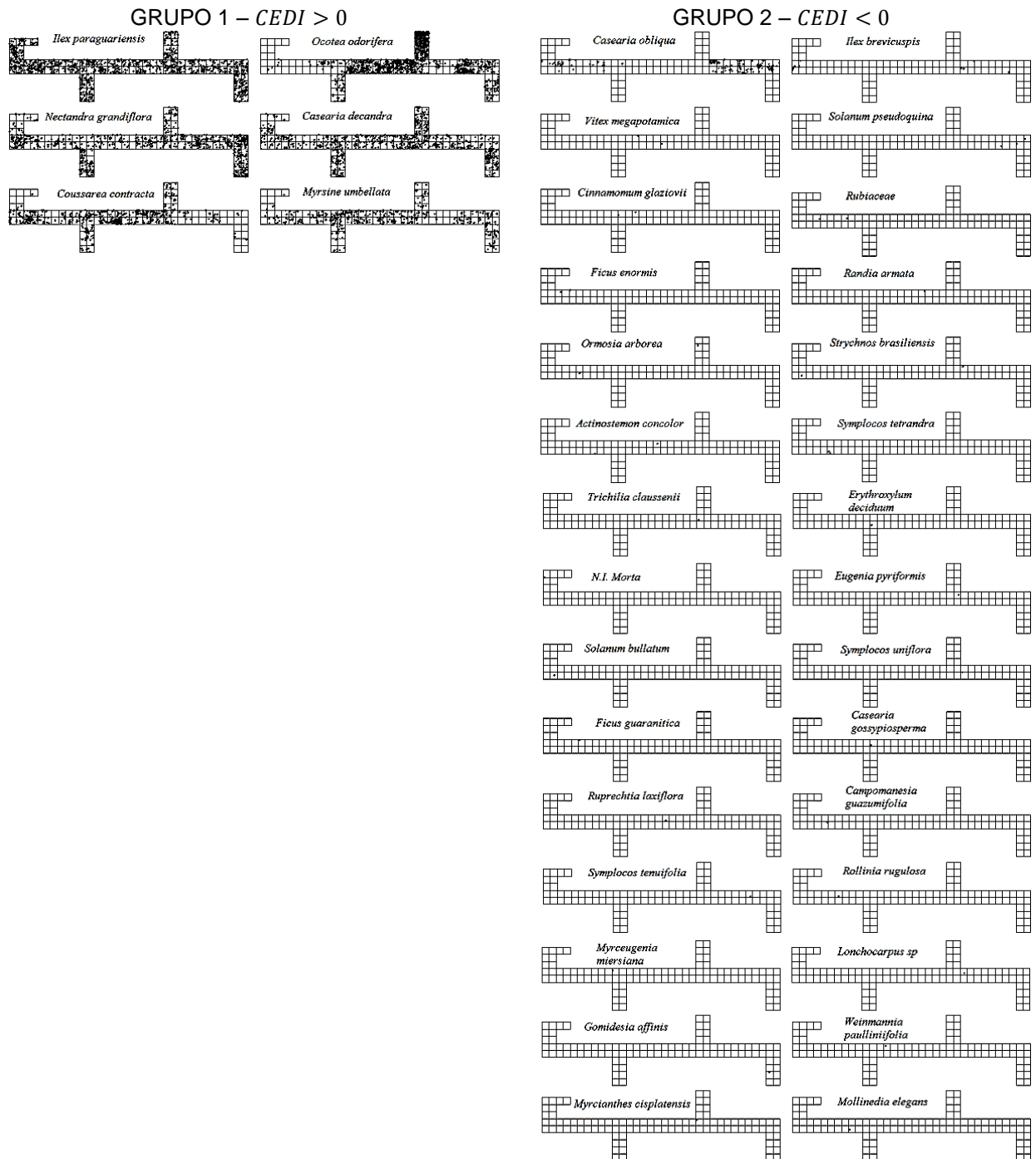


FIGURA 3.3.5. ESPÉCIES DO PRIMEIRO SUBCONJUNTO
FONTE: O autor (2013)

O primeiro grupo traz um número grande de indivíduos por parcela, além disso esses se distribuem de forma irregular na área das parcelas permanentes, ou seja, concentrados em um grupo pequeno de parcelas e, portanto, diferenciados pelo alto nível de agregação.

A espécie (*Casearia obliqua* Spreng.) está no segundo grupo, no entanto parece estar alocada em uma posição diferenciada, devido a quantidade de indivíduos nas parcelas, quando comparada às demais. Esse caso ocorre e é importante, porque comprova a existência de uma sequência ordenada na disposição espacial dos indivíduos. O resultado do escore fatorial dessa espécie ($F_1 = -0,03$) mostra um valor negativo e muito próximo de zero, ou seja, do valor de corte definido pelo método de classificação. Observa-se que existe uma grande amplitude de valores entre a espécie antecessora *Myrsine umbellata* Mart. ($F_1 = 0,71$) e a posterior *Ilex brevicuspis* Reissek ($F_1 = -0,39$), sendo a primeira do grupo 1 e a segunda do grupo 2 respectivamente, conforme a Tabela 3.3.3.

O segundo grupo exibe as espacializações com baixo número de indivíduos nas parcelas permanentes, ou seja, máximo três em toda área, para espécies posteriores a *Ilex brevicuspis* Reissek, justificando, assim, a característica de aleatoriedade.

A espacialização das espécies do primeiro subconjunto na área das parcelas permanentes mostra que existe a ocorrência de graduação na disposição dos indivíduos e, portanto, ampara a proposta que define o método de classificação do comportamento espacial na disposição dos indivíduos. Assim, o novo método indicará o nível de agregação ou aleatoriedade das espécies.

Portanto, espécies do primeiro subconjunto ordenadas pelos valores advindos da Equação 12 serão classificadas, em relação a dois tipos de variação do comportamento espacial na disposição dos indivíduos:

Espécies do primeiro subconjunto e com resultados positivos e valor alto na expressão (*CEDI*) são indicadas como aquelas que apresentam grande quantidade de indivíduos por parcelas no experimento, porém pouco dispersos. Portanto, a classificação do comportamento espacial será caracterizada pelo “nível de agregação dos indivíduos na área das parcelas permanentes”.

Em contrapartida,

Espécies do primeiro subconjunto e com resultados negativos e baixos na expressão (*CEDI*) informam que essas possuem número reduzido de indivíduos no experimento, logo a classificação do comportamento espacial será caracterizada pelo “nível de aleatoriedade dos indivíduos na área das parcelas permanentes”.

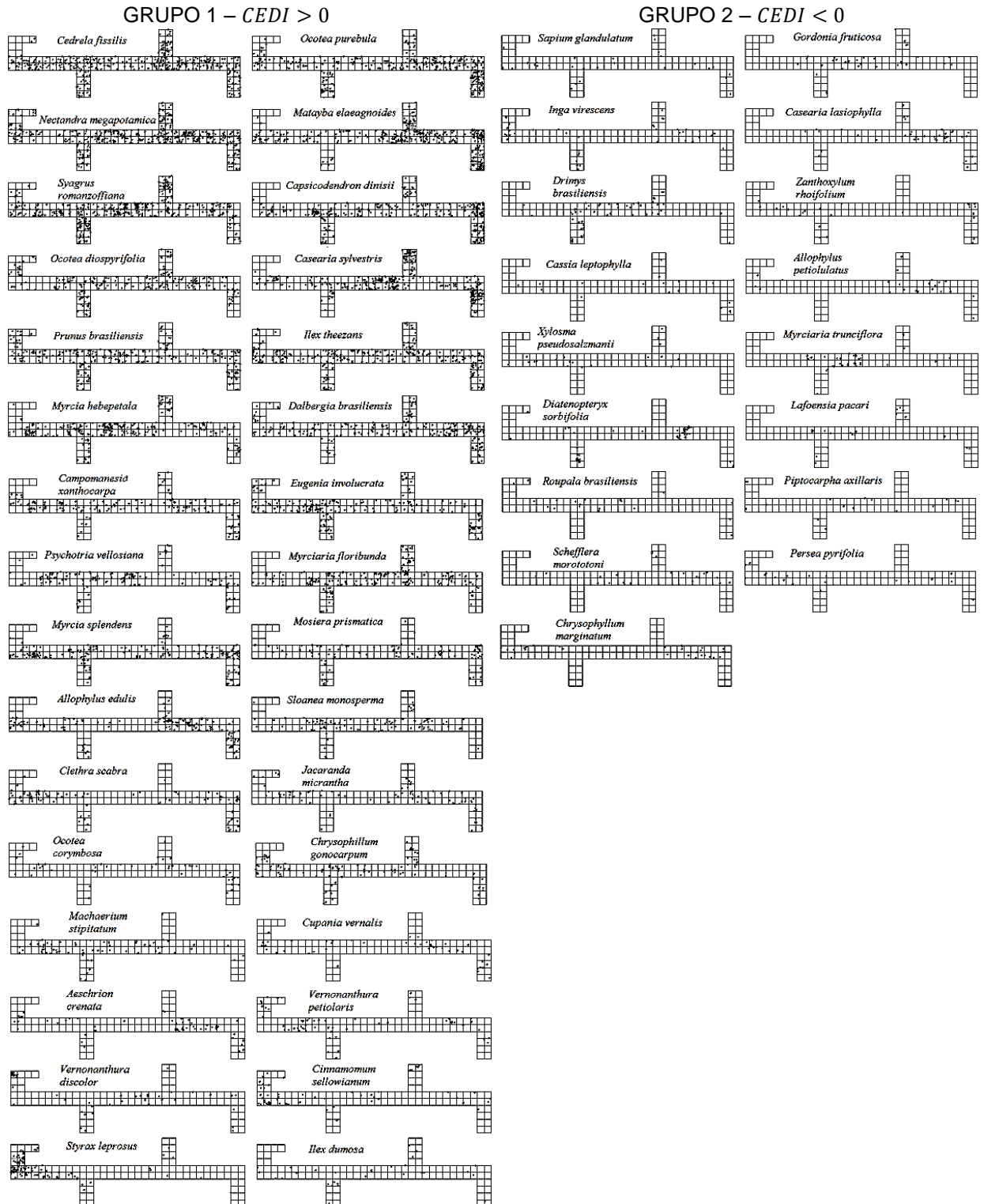
3.3.2 Análise da disposição das espécies do 2º subconjunto

A espacialização das espécies do segundo subconjunto mostra que a característica principal do comportamento espacial está na regularidade da disposição dos indivíduos na área das parcelas permanentes (FIGURA 3.3.6).

O primeiro grupo está constituído por espécies que apresentam indivíduos dispersos regularmente em grande parte da área das parcelas do experimento, porém sem a formação de agregação. Os resultados do segundo subconjunto, advindos da aplicação da Equação 12 indicam que, quanto maior o seu valor, maior será o nível de uniformidade dos indivíduos na área das parcelas permanentes.

O segundo grupo é formado por espécies com escores fatoriais negativos no segundo fator e mostra por meio da espacialização, que essas possuem um número pequeno de indivíduos na área do experimento, entretanto encontram-se dispersos na área das parcelas permanentes.

A espécie *Chrysophyllum marginatum* (Hook. & Arn.) Radlk., apresenta o menor valor dos escores fatoriais do segundo fator (TABELA 3.3.4), contudo sua espacialização mostra que os indivíduos estão distribuídos de forma não agregada nos dois grupos de parcelas do experimento, porém não o suficiente para classificá-la como aleatória.



As espécies apresentam variação decrescente no número de parcelas com indivíduos nos dois grupos. Portanto, o comportamento espacial na disposição dos indivíduos será definido com base na regularidade de disposição dos indivíduos na área das parcelas permanentes, sendo assim proposto:

Espécies do segundo subconjunto classificadas com escores fatoriais positivos na expressão (*CEDI*) são definidas por apresentarem “alto nível de uniformidade na espacialização dos indivíduos na área das parcelas permanentes”, ou seja, a área possui um grande número de indivíduos, sendo esses distribuídos em grande parte das parcelas, porém sem a formação de aglomeração.

Em contrapartida,

Espécies do segundo subconjunto classificadas com escores fatoriais negativos na expressão (*CEDI*) são identificadas pelo “baixo nível de uniformidade na disposição dos indivíduos na área das parcelas permanentes”, ocasionado pelo pequeno número de indivíduos, que estão dispersos na área.

Assim, as espécies constituintes do segundo subconjunto serão classificadas, quanto ao comportamento espacial, apenas em alto ou baixo nível de uniformidade dos indivíduos na área das parcelas permanentes.

3.3.3 Análise da disposição das espécies do 3º subconjunto

O comportamento espacial na disposição dos indivíduos (*CEDI*) do terceiro subconjunto exibe uma classificação orientada pela característica no valor do resultado da variável dominância absoluta, porém isso não interfere na proposta do desenvolvimento do novo método.

O primeiro grupo apresenta apenas duas espécies *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze e *Ocotea porosa* (Nees & Mart.) Barroso. Essas possuem um comportamento espacial agregado na área das parcelas permanentes, apesar da predominância na soma de área basal por hectare (FIGURA 3.3.7).

A espacialização mostra que as espécies no segundo grupo possuem poucos indivíduos, no entanto isso não é indicador de comportamento espacial aleatório ou uniforme, pois ocorrem pequenas concentrações em algumas parcelas, como é justificado por meio da disposição dos indivíduos da espécie *Mimosa scabrella* Benth. a qual possui o menor escore fatorial do terceiro fator e, entretanto, se encontra agregada (FIGURA 3.3.7).

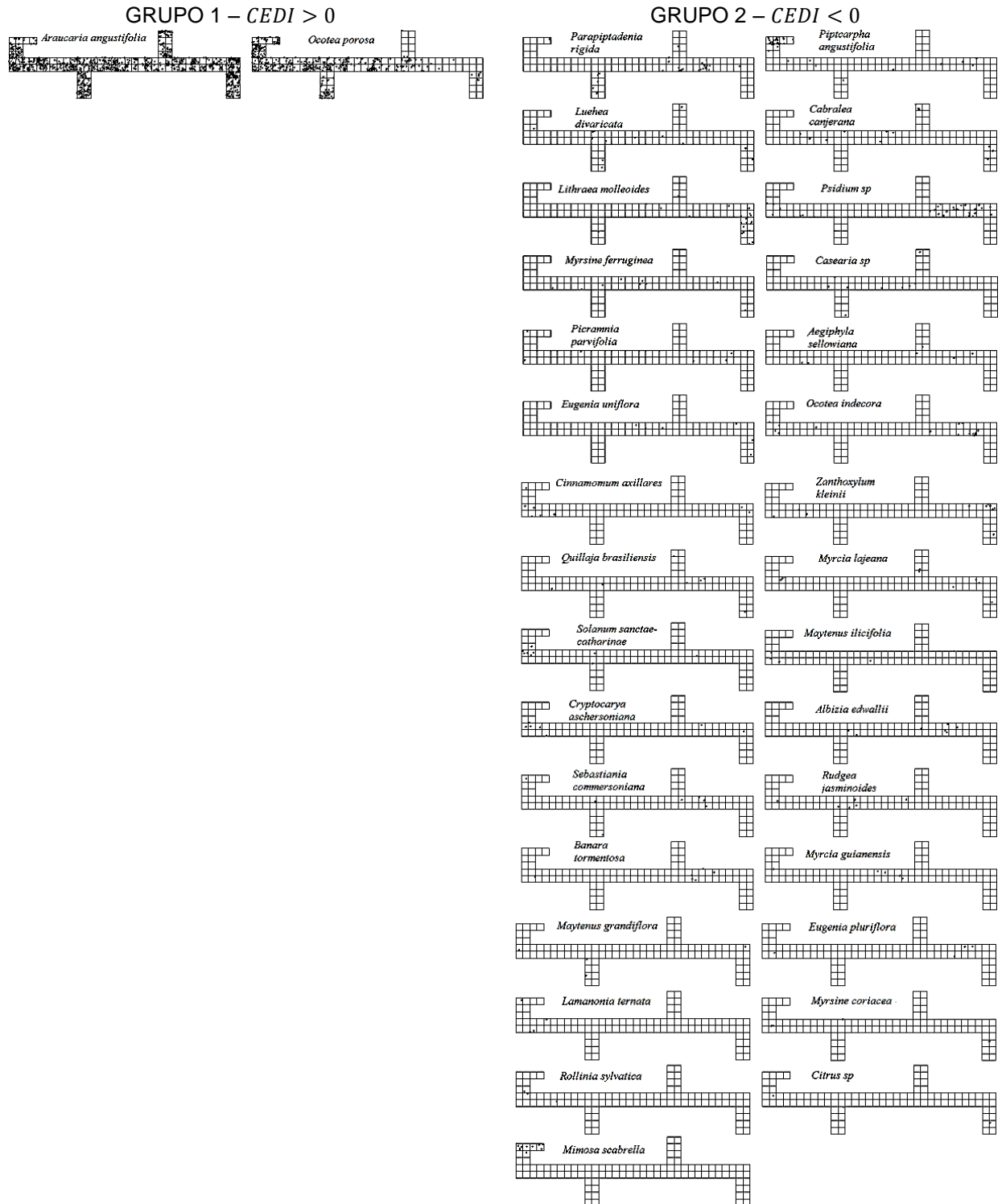


FIGURA 3.3.7. ESPÉCIES DO TERCEIRO SUBCONJUNTO
 FONTE: O autor (2013)

Assim, as espécies do terceiro subconjunto serão classificadas somente quanto ao nível de agregação e não de uniformidade ou aleatoriedade. Esse conhecimento fundamenta a proposta da definição da classificação do comportamento espacial na disposição dos indivíduos. Desse modo:

Espécies do terceiro subconjunto e com escores fatoriais positivos no (*CEDI*) indicam que seus indivíduos estão em grande número na área das parcelas permanentes e com grande valor no resultado da soma de área basal, portanto essas espécies são classificadas com “alto nível de agregação nas parcelas permanentes”.

Em correspondência,

Espécies do terceiro subconjunto e com escores fatoriais negativos no (*CEDI*) apresentam um número pequeno de indivíduos, porém com predominância, ainda, de agregação, sendo então definidas pelo “baixo nível de agregação nas parcelas permanentes”.

Quando ocorrer um caso de classificação do comportamento espacial na disposição dos indivíduos para duas ou mais espécies que se encontram no mesmo subconjunto e no mesmo grupo, ou seja, duas ou mais espécies com escores fatoriais positivos ou negativos, o resultado deverá seguir o critério do maior valor desse escore fatorial.

A classificação do comportamento espacial das espécies é definida no primeiro fator pelo nível de agregação ou aleatoriedade, enquanto no segundo pelo nível de uniformidade e, por fim, no terceiro pelo nível de variação da agregação nas parcelas permanentes.

O termo nível é utilizado na definição, porque foi comprovado que existe uma sequência na disposição dos indivíduos na área das parcelas permanentes e, assim, cada espécie será referenciada por um único valor de classificação.

3.4 CONCLUSÕES

O método da Análise Fatorial separa o conjunto das 118 espécies da área das parcelas permanentes da FLONA de Irati em três subconjuntos (F_1 , F_2 e F_3), os quais são ordenados pela expressão 12 e definidos pela estrutura de correlação entre as variáveis.

Os subconjuntos são constituídos em ordem por indivíduos altamente correlacionados quanto às variáveis absolutas: densidade, frequência e dominância, entretanto não existe correlação entre elas, quando separadas em subconjuntos;

O processo de espacialização indica que as espécies dentro desses subconjuntos apresentam uma sequência na disposição dos indivíduos na área das parcelas permanentes;

A expressão (*CEDI*) surge da aplicação da Análise Fatorial, com seleção de três fatores comuns aos dados absolutos de densidade, dominância e frequência e posterior ponderação desses três fatores;

Os resultados dessa expressão são utilizados como instrumento de orientação na sequência das espécies, quanto à disposição dos indivíduos na área das parcelas permanentes;

O comportamento espacial na disposição dos indivíduos dentro dos subconjuntos é classificado, segundo a ordem desses pelo nível de agregação ou aleatoriedade, nível de uniformidade e variação de amplitude, somente da agregação nas parcelas permanentes.

REFERÊNCIAS

CUNHA, U. S da. **Análise da estrutura espacial horizontal de uma Floresta de Terra firme da Amazônia**. 126 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) - Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2003.

DISPERATI, A. A. **Mapeamento florestal da Floresta Nacional de Irati-PR**. Curitiba: FUPEF, 1986. 18 p. +1 mapa.

FIGUEIREDO FILHO, A.; DIAS, A. N.; STEPKA, T. F.; SAWCZUK, A. R. Crescimento, Mortalidade, Ingresso e Distribuição diamétrica em Floresta Ombrófila Mista. **Floresta**, Curitiba, PR, v. 40, n. 4, p. 763-776, 2010.

FONT-QUER, P. **Dicionário de botânica**. Barcelona: Labor, 1975. 1244 p.

HAIR JUNIOR J. F.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L.; BLACK, W. C. **Análise multivariada de dados**. 5.ed. Porto Alegre: Bookman, 2005. 593 p.

HOSOKAWA, R. T.; MOURA, J. B.; CUNHA, U. S. **Introdução ao Manejo e Economia de Florestas**. Curitiba: UFPR, 2001. 164 p.

INOUE, M. T.; RODERJAN, C. V.; KUNEYOSHI, Y. S. **Projeto madeira do Paraná**. Curitiba: FUPEF, 1984. 260 p.

LATTIN, J. M.; CARROLL, D. J.; GREEN, P. E. **Análise de dados Multivariados**. São Paulo: Cengage Learning, 2011. 455 p.

LONGHI, S. J. **A estrutura de uma floresta natural de Araucaria angustifolia (Bert.) O. Ktze, no sul do Brasil**. 197 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) - Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1980.

LONGHI, S. J., SELLE, G. L., RAGAGNIN, L. I. M., DAMIANI, J. E. Composição florística e estrutura fitossociológica de um "capão" de Podocarpus lambertii Klotz. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 2, n. 1, p.9-26, 1992.

LUDWIG, J. A. A test of different quadrat variance methods for the analysis of spatial pattern. In: R. M. Cormack & J. K. Ord (eds.), *Spatial and temporal analysis in ecology*. **International Cooperative Publishers**, Fairland, v.8, p. 284-304, 1979.

MAGNUSSON, W. E.; MOURÃO, G. **Estatística sem matemática: a ligação entre as questões e a análise**. Curitiba: 2005. 138 p.

MANLY, B. F. J. **Multivariate statistical methods: a primer**. London: Chapman and Hall, 1986. 229 p.

MARQUES, A. F. Aplicação da análise multivariada na infraestrutura e no desempenho das escolas públicas do Ensino Fundamental e Médio pertencentes ao Núcleo Regional de Educação de Paranavaí. **Acta Scientiarum Technology**, Maringá, v. 32, n. 1, p. 75-81, 2010.

MARTINS, S. V. **Recuperação de matas ciliares**. Viçosa, MG: Editora Aprenda Fácil, 2001. 255 p.

MEYER, H.A. Structure, growth, and drain in balanced uneven-aged forests. **Journal of Forestry**, Washington, v. 50, n. 2, p. 85-92, 1952.

MINGOTI, S. A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma abordagem aplicada**. Belo Horizonte: Universidade Federal de Minas Gerais, 2007. 297 p.

MORISITA, M. Measuring of the Dispersion of Individuals and Analysis of the Distributional Patterns. **Mem. Fac. Sci.** Kyushu University, Kyushu, Japan, Ser. E (Biol.), v. 2, p. 215-235, 1959.

MORISITA, M. I_{δ} –Index, a Measure of Dispersion of Individuals. **Res. Popul. Ecol.** Tokyo, v. 4, p. 1-7, 1962.

MORRISON, D. F. **Multivariate statistical methods**. 2. ed. New York: McGraw-Hill, 1976. 307 p.

NASCIMENTO, A. R. T.; LONGHI, S.J.; BRENA, D.A. Estrutura e Padrões de distribuição espacial de espécies arbóreas em uma amostra de Floresta Ombrófila Mista em Nova Prata, RS. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 11, n. 1, p. 105-119, 2001.

PAYANDEH, B. Comparison of methods for assessing spatial distribution of trees. **Forest Science**, Bethesda, v. 16, n. 3, p. 312-317, 1970.

REIS, E. **Estatística Multivariada Aplicada**. 2. ed. Lisboa: Edições Sílabo, Lisboa, 1997. 344 p.

RODE, R. **Avaliação florística e estrutural de uma Floresta Ombrófila Mista e de uma vegetação arbórea estabelecida sob um povoamento de Araucaria angustifolia de 60 anos**. 159 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) - Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2008.

RODE, R.; FIGUEIREDO FILHO, A.; GALVÃO, F.; MACHADO, S. A. Comparação florística entre uma floresta ombrófila mista e uma vegetação arbórea estabelecida sob um povoamento de Araucaria angustifolia de 60 anos. **Cerne**, Lavras, v. 15, n. 1, p. 101-115, 2009.

RODE, R.; FIGUEIREDO FILHO, A.; MACHADO, S. A. GALVÃO, F. Análise do Padrão Espacial de Espécies e de Grupos Florísticos Estabelecidos em um Povoamento de Araucaria angustifolia e em uma Floresta Ombrófila Mista no Centro-Sul do Paraná. **Floresta**, Curitiba, v. 40, n. 2, p. 255-268, 2010.

SCHAAF, L. B. **Florística, estrutura e dinâmica no período 1979-2000 de uma floresta ombrófila mista localizada no Sul do Paraná.** 131 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) - Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2001.

SILVA, A. A., SILVA, C. S. W., SOUZA, C. M., SOUZA, B. A., FAGUNDES, J. L., FALLEIRO, R. M., SEDIYAMA, C. S. Aspectos Fitossociológicos da comunidade de plantas daninhas na cultura de feijão sob diferentes sistemas de preparo do solo. **Planta Daninha**, Viçosa-MG, v. 23, n. 1, p. 17-24, 2005.

VEIGA, A. de A. **Glossário em dasonomia.** São Paulo: Instituto Florestal, 1977. 97 p.

4 NOVO VALOR DE COBERTURA DESENVOLVIDO POR MEIO DA ANÁLISE FATORIAL PARA CLASSIFICAR ESPÉCIES DE FLORESTAS NATIVAS

RESUMO

O trabalho teve como objetivo propor um novo instrumento metodológico, desenvolvido pela técnica da Análise Fatorial para classificar espécies de Florestas Nativas de acordo com o valor de cobertura desenvolvido por Braun-Blanquet. Os dados são oriundos do levantamento amostral de 2008, realizado em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista, localizado no segundo planalto paranaense, entre os municípios de Fernandes Pinheiro e Teixeira Soares, a 5 km de Irati, PR. Os resultados indicaram que a matriz residual reproduziu adequadamente a matriz de correlação amostral original (R). Os dados foram discutidos através da exposição em uma tabela e por meio da espacialização das espécies. Isso ocorreu com finalidade de mostrar a equivalência dos valores, em relação à dispersão espacial dos indivíduos, oriundos do levantamento das parcelas permanentes. As análises indicaram que os dois fatores explicam 92,0% da variância das três variáveis, além de que a variável densidade tem 85% da sua variância explicada por esses dois fatores, assim como a dominância e frequência são com 94% e 97%, respectivamente. Diante disso, conclui-se que a nova metodologia pode ser empregada como avaliadora do nível de valor de cobertura das espécies, pois os resultados do valor de cobertura e do vetor ponderado final foram semelhantes.

Palavras-chave: Análise multivariada; Floresta Ombrófila Mista; Espacialização das espécies.

ABSTRACT

The objective of this work was to propose a new methodological tool, developed through the technique of Factorial Analysis to classify species of Native Forests in relation to the index of value of coverage proposed by Braun-Blanquet. The data are derived from the sample survey of 2008, conducted in a fragment of Mixed Ombrophilous Forest, located in Parana plateau, between the municipalities of Fernandes Pinheiro and Teixeira Soares, 5 km of Irati, PR. The results indicated that the residual matrix reproduced properly the original sample correlation matrix (R). The data were discussed through the exposure in a table and by means of the spatialization of the species. This occurred with the purpose to show the equivalence of the values, in relation to the spatial dispersion of individuals, from the survey of permanent plots. The analyzes indicated that the two factors explain 92,0% of the variance of the three variables, in addition to which the variable density has 85% of its variance explained by these two factors, as well as the dominance and frequency are with 94% and 97 %, respectively. In addition, it is concluded that the new methodology can be employed as appraiser of the level of value of coverage of the species, because the results of the index value of covering and weighted vector were similar.

Key-words: Multivariate analysis, Araucaria forest, Spatialization of species.

4.1 INTRODUÇÃO

Este trabalho trata do desenvolvimento de uma nova metodologia, que utiliza a técnica da Análise Fatorial para classificar espécies de Florestas Nativas. O procedimento é correspondente ao *valor de cobertura (VC)*, o qual é constituído pela adição das variáveis relativas densidade e dominância. O resultado desse modelo expressa a contribuição da espécie na cobertura vegetal do ambiente (CALEGÁRIO *et al.*, 1993).

O modelo existente foi proposto por Braun-Blanquet (1932), o qual estabeleceu a avaliação do valor combinado da densidade e dominância. A densidade, dominância e a frequência são os principais e mais comuns indicadores fitossociológicos encontrados na literatura para caracterizar a estrutura horizontal de uma floresta (PIZATTO, 1999).

A grande lacuna do *valor de cobertura* está na interpretação dos resultados encontrados. Esses apresentam limite de variação de 0 a 200% e, isso causa dificuldades na interpretação dos valores na definição da classificação das espécies.

Por fim, a metodologia proposta nesta pesquisa adota, no desenvolvimento do cálculo, dados de variáveis relativas. Sabe-se que o número total de indivíduos de uma espécie em uma floresta nativa, quando somado ao valor total de suas áreas transversais não apresentam resultados que informam a essência concreta de cobertura florestal, devido à racionalidade matemática.

Diante dessas limitações, buscou-se encontrar ferramentas estatísticas que, relacionadas às variáveis da fitossociologia, proporcionassem informações relevantes para o desenvolvimento de um novo processo classificatório.

Essa verificação ocorreu com uso da estatística multivariada, a qual consiste em um conjunto de métodos estatísticos utilizados em situações nas quais muitas variáveis são mensuradas simultaneamente (MINGOTI, 2007; FURTADO, 2008).

Dentre as variadas técnicas estatísticas multivariadas, existe a Análise Fatorial, a qual tem como objetivo descrever a variabilidade original de um vetor aleatório em termos de um número menor de fatores comuns (MANLY, 1986).

Análise Fatorial, envolvendo variáveis fitossociológicas foi encontrado no trabalho de Salomão *et al.* (2012) os quais aplicaram a técnica no desenvolvimento de um novo *valor de importância* para indivíduos da Floresta Ombrófila Densa.

O primeiro ponto positivo desse novo processo está na utilização de dados absolutos das três variáveis: densidade, dominância e frequência, e não apenas soma das duas primeiras variáveis em suas formas relativas. Assim, essa nova metodologia apresentará resultados que levam em consideração a disposição espacial dos indivíduos nas parcelas permanentes.

A segunda refere-se ao conceito da Análise Fatorial que será desenvolvido, que aborda inicialmente as informações das três variáveis absolutas em dois fatores (não-observáveis), para, em seguida, formar um *vetor ponderado final (VPF)* dos escores fatoriais. Isso é realizado por meio da análise da estrutura das inter-relações (correlações) entre as três variáveis e não simplesmente pela adição de duas variáveis relativas (HAIR JUNIOR *et al.*, 2005).

O objetivo deste trabalho foi propor uma nova metodologia, desenvolvida pela técnica da Análise Fatorial, correspondente aos resultados do método de Braun-Blanquet, que tem como finalidade classificar espécies de florestas nativas, conforme o *nível de valor de cobertura*.

4.2 MATERIAL E MÉTODOS

4.2.1 Descrição da População e Caracterização da Área

A população do trabalho é formada por espécies arbóreas de um Fragmento de Floresta Ombrófila Mista (FLONA), localizada no segundo planalto paranaense, nos municípios de Fernandes Pinheiro e Teixeira Soares, a 5 km do município de Irati, Estado do Paraná (DISPERATI *et al.*, 2006; FIGUEIREDO FILHO *et al.*, 2010).

A área possui uma extensão de 3.495 hectares, sendo que 36% (1.272,9 hectares) correspondem à floresta nativa. Dentro dessa porcentagem está situado o experimento de 25 ha, onde foram coletados os dados (DISPERATI, 2002; RODE, *et al.*, 2010).

O experimento está dividido em 25 parcelas permanentes de 1 hectare (100 m x 100 m), sendo que cada parcela esta subdividida em 4 sub-blocos de 0,25

hectare (50 m x 50 m), a qual foi considerada para o desenvolvimento da pesquisa (FIGURA 4.2.1).

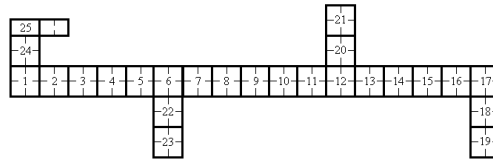


FIGURA 4.2.1. CROQUI DO EXPERIMENTO
 FONTE: FIGUEIREDO FILHO *et al.*, 2010

4.2.2 Variáveis do Processo

As variáveis mensuradas e relevantes no desenvolvimento deste trabalho são: densidade, dominância, frequência e a coordenada local (x, y) de cada árvore. Essas informações são oriundas do levantamento amostral realizado em 2007/2008, sobre 118 espécies existentes nas parcelas permanentes (25 ha), as quais se encontravam com diâmetro igual ou superior a 10 cm.

Estas informações constituem a base necessária para aplicação dos procedimentos 1 e 2, descritos nos tópicos (4.2.3) e (4.2.4), ou seja, o cálculo do *valor de cobertura* e da Análise Fatorial com a predefinição de dois fatores, respectivamente.

4.2.3 Cálculo do valor de cobertura (VC)

A caracterização das espécies, pelo *valor de cobertura* ocorreu, inicialmente, por meio da transformação dos valores absolutos em relativos das variáveis densidade e dominância, sendo, em seguida, realizada a combinação dessas, por meio da Equação 1, para cada espécie (SCOLFORO; MELLO, 1997; HACK *et al.*, 2005).

$$VC = DA_{rel} + DO_{rel} \quad (1)$$

Observa-se pelas propriedades dessa equação, que os resultados apresentam-se dentro do intervalo de variação 0 a 200%. Quanto maior esse valor,

maior será a contribuição da espécie na cobertura vegetal do ambiente (DIAS *et al.*, 1998; SILVA; NASCIMENTO, 2001).

4.2.4 Análise Fatorial com a predefinição de dois fatores

A técnica da Análise Fatorial teve início com a avaliação da significância geral da matriz de correlação (R), através do teste de Bartlett, e da medida de adequação da amostra (KMO).

Em seguida, mostrou-se o desenvolvimento do cálculo das matrizes de cargas fatoriais (\hat{L}) e da matriz de variâncias específicas ($\hat{\Psi}$), a fim de descrever as informações da relação entre os dois primeiros fatores e as variáveis investigadas.

Essas análises apontaram para a rotação *Varimax* dos dois fatores. Os novos valores, advindos dessa transformação mostram uma variância explicada mais equilibrada entre esses, além do surgimento de novas variáveis (fatores comuns) do problema. Portanto, os fatores sofreram uma junção em um *vetor ponderado final (VF)*, que informa, por meio dos escores fatoriais, o *nível de valor de cobertura* das espécies na área da floresta nativa.

Finalmente, construiu-se dois indicadores sintéticos para normalizar linearmente os resultados oriundos da aplicação do cálculo do valor de cobertura e da Análise Fatorial com a predefinição de dois fatores, com objetivo de reescalonar entre 0 e 1 a variação dos resultados.

4.2.5 Descrição da Metodologia

Os resultados deste levantamento estão apresentados em uma tabela, que tem como objetivo mostrar a correlação entre os valores dos dois métodos, a fim de justificar a criação da nova metodologia.

Outro instrumento adotado foi a espacialização ordenada das 118 espécies, por meio dos resultados do *valor de cobertura* e do *vetor padronizado final*. Isso

ocorre com o propósito de identificar o comportamento na disposição dos indivíduos nas parcelas permanentes.

4.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A análise teve início com a informação de que os dados utilizados na pesquisa são aptos ao desenvolvimento da Análise Fatorial. Isso foi confirmado por meio da aplicação do teste de Bartlett, a um nível de significância de 5% e três graus de liberdade, assim como pelo teste da medida de adequação da amostra ($KMO = 0,6$), que se apresentou no intervalo de aceitação ($> 0,5$).

A partir dessa informação, procedeu-se o desenvolvimento da metodologia, selecionando dois fatores (F_1, F_2) para explicar as variações sofridas pelas variáveis em estudo. A escolha desse número foi determinada a partir da proposta do trabalho, que tem como objetivo encontrar uma metodologia análoga ao *valor de cobertura* das espécies, porém utilizando dados absolutos das variáveis: densidade, dominância e frequência.

Os primeiros resultados forneceram informações de que os elementos da matriz de correlação amostral original (\mathbf{R}) não sofrem alteração nos valores, com a ocorrência de um número menor de fatores na sua seleção, dado à existência de três variáveis (HAIR JUNIOR *et al.*, 2005).

$$\mathbf{R} = \begin{bmatrix} 1,00 & 0,69 & 0,63 \\ 0,69 & 1,00 & 0,41 \\ 0,63 & 0,41 & 1,00 \end{bmatrix}$$

A estrutura, o desenvolvimento e o resultado do cálculo da matriz de cargas fatoriais ($\hat{\mathbf{L}}$) e da matriz de variâncias específicas ($\hat{\mathbf{\Psi}}$) estão exibidos na Figura 4.3.2. Essa figura mostra as matrizes de correlação amostral (\mathbf{R}), autovalores (λ), autovetores (e), a multiplicação da matriz de autovalores pela matriz de autovetores, resultando na matriz de cargas fatoriais e o cálculo que origina os valores da diagonal das variâncias específicas.

$$\begin{aligned}
 R &= \begin{bmatrix} 1,00 & 0,69 & 0,63 \\ 0,69 & 1,00 & 0,41 \\ 0,63 & 0,41 & 1,00 \end{bmatrix} \\
 e &= \begin{bmatrix} 0,6277 & -0,0647 & 0,7758 \\ 0,5628 & -0,6509 & -0,5096 \\ 0,5379 & 0,7564 & -0,3721 \end{bmatrix} \quad \lambda = \begin{bmatrix} 2,1619 & 0 & 0 \\ 0 & 0,5958 & 0 \\ 0 & 0 & 0,2423 \end{bmatrix} \\
 \hat{L} &= \begin{bmatrix} \sqrt{\hat{\lambda}_1} \hat{e}_{11} & \sqrt{\hat{\lambda}_2} \hat{e}_{21} \\ \sqrt{\hat{\lambda}_1} \hat{e}_{21} & \sqrt{\hat{\lambda}_2} \hat{e}_{22} \\ \sqrt{\hat{\lambda}_1} \hat{e}_{31} & \sqrt{\hat{\lambda}_2} \hat{e}_{32} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sqrt{2,1619} \cdot 0,6277 & \sqrt{0,5958} \cdot -0,0647 \\ \sqrt{2,1619} \cdot 0,5628 & \sqrt{0,5958} \cdot -0,6509 \\ \sqrt{2,1619} \cdot 0,5379 & \sqrt{0,5958} \cdot 0,7564 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,923 & -0,050 \\ 0,828 & -0,502 \\ 0,791 & 0,584 \end{bmatrix} \\
 \hat{\Psi} &= \text{diag}(R_{p \times p} - \hat{L}_{p \times m} \hat{L}'_{m \times p}) = \text{diag} \left(\begin{bmatrix} 1,00 & 0,69 & 0,63 \\ 0,69 & 1,00 & 0,41 \\ 0,63 & 0,41 & 1,00 \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} 0,85 & 0,79 & 0,70 \\ 0,79 & 0,94 & 0,36 \\ 0,70 & 0,36 & 0,97 \end{bmatrix} \right) \\
 \hat{\Psi} &= \begin{bmatrix} 0,15 & 0 & 0 \\ 0 & 0,06 & 0 \\ 0 & 0 & 0,03 \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

FIGURA 4.3.2. PROCESSO DA MATRIZ DE CARGAS FATORIAIS
 FONTE: O autor (2013)

As informações da relação entre os dois primeiros fatores (F_1, F_2) e as variáveis investigadas estão exibidas na Tabela 4.3.1, que informa, por meio da primeira e da segunda coluna, os carregamentos do primeiro e do segundo fator, assim como as últimas colunas, os resultados das comunalidades e das variâncias específicas estimadas, respectivamente.

TABELA 4.3.1. MATRIZ FATORIAL NÃO ROTACIONADA DA ACP PARA DOIS FATORES

VARIÁVEIS	PESOS ESTIMADOS		COMUNALIDADE	VARIÂNCIA ESPECÍFICA
	F_1	F_2		
DA_{abs}	0,923	-0,050	0,85	0,15
DO_{abs}	0,828	-0,502	0,94	0,06
FQ_{abs}	0,791	0,584	0,97	0,03
Autovalor ($\hat{\lambda}$)	2,16	0,60		
Variância Explicada Acumulada (%)	72,0	92,0		

FONTE: O autor (2013)

O valor da primeira comunalidade, a qual é determinada por: $(0,923^2 + (-0,050)^2) = 0,85$ informa que a variável densidade absoluta (DA_{abs}) apresenta uma porcentagem de 85% na explicação da sua variância, quando se utiliza esses dois fatores (TABELA 4.3.1).

Seguindo o mesmo procedimento, têm-se as variáveis dominância e frequência absolutas, com 94% e 97%, respectivamente. Os dois fatores (F_1, F_2) juntos, explicam 92,0% da variância total das três variáveis mensuradas nas parcelas permanentes (TABELA 4.3.1).

Observando as cargas fatoriais ou carregamentos (*loadings*) dos fatores, percebe-se que o primeiro Fator (F_1) tem cargas fatoriais altas em todas as variáveis mensuradas do experimento; em contrapartida o segundo fator (F_2) possui duas cargas acima de (0,50), sendo uma negativa e a outra positiva.

As variáveis absolutas dominância e frequência têm valor numérico importante no segundo fator. Essa informação, juntamente com o objetivo do trabalho, fez com que se realizasse a rotação desses fatores, a fim de encontrar um modelo mais simples para os dados, através da redistribuição da variância dos primeiros fatores para os últimos.

A rotação selecionada e aplicada foi a *Varimax*, porque essa faz com que os fatores permaneçam ortogonais, ou seja, não sofram correlação ao longo do processo de rotação (JOHNSON; WICHERN, 1998).

Após a rotação, verifica-se que os valores na Tabela 4.3.2, das comunalidades e das variâncias específicas não mudaram, ou seja, a porcentagem de explicação da variância de cada variável apresentou o mesmo vetor em relação aos dois fatores, porém as cargas fatoriais sofreram transformações (MINGOTI, 2007).

TABELA 4.3.2. MATRIZ FATORIAL ROTACIONADA DA ACP PARA DOIS FATORES

VARIÁVEIS	PESOS ESTIMADOS		COMUNALIDADE	VARIÂNCIA ESPECÍFICA
	F_1	F_2		
DA_{abs}	0,725	0,574	0,85	0,15
DO_{abs}	0,953	0,171	0,94	0,06
FQ_{abs}	0,206	0,961	0,97	0,03
Autovalor ($\hat{\lambda}$)	1,48	1,28		
Variância Explicada Acumulada (%)	49,2	92,0		

FONTE: O autor (2013)

Como pode-se verificar os fatores continuam não correlacionados (ortogonais), entretanto o poder explicativo foi alterado para uma disposição mais equilibrada, conforme é comprovado por meio da comparação dos resultados dos autovalores (2,16 e 0,60) da matriz não rotacionada com os respectivos (1,48 e 1,28) da matriz rotacionada (TABELA 4.3.2).

A primeira e a segunda variáveis, densidade e dominância absoluta, apresentaram um grau de correspondência maior no primeiro fator (F_1), enquanto a terceira variável (frequência absoluta) exibe valor significativo no segundo fator (F_2) (TABELA 4.3.2).

Todas as cargas fatoriais têm sinais positivos nos dois fatores, indicando que as variáveis estão positivamente relacionadas (TABELA 4.3.2), ainda sobre os dados dessa tabela, e conforme Hair Junior *et al.* (2005), sabe-se que a combinação linear das duas variáveis absolutas, densidade e dominância no primeiro fator (F_1) são vistos como o melhor resumo de relações lineares exibidas nos dados, enquanto

o segundo fator (F_2), com peso na variável frequência absoluta é definido como a segunda melhor combinação linear das variáveis, além de continuar ortogonal ao primeiro fator.

A proporção da variância das três variáveis absolutas (densidade, dominância e frequência), que é explicada pelos dois fatores, não mudou com a rotação dos fatores, ou seja, permaneceu igual a 92,0% do total.

Os dois fatores explicam 85% da variância da variável densidade absoluta. Já o restante (15%) é referente à variância específica dessa. Seguindo esse princípio, tem-se 94% e 97% como parte da variância das variáveis dominância e frequência absoluta, respectivamente, que são explicadas pelos fatores 1 e 2.

A verificação desse modelo de análise fatorial, ajustado para estes dois fatores, é realizada através da comparação da matriz de correlação original (\mathbf{R}) com a matriz estimada ($\hat{\mathbf{L}}\hat{\mathbf{L}}' + \hat{\boldsymbol{\psi}}$). A matriz residual (\mathbf{MRES}) proveniente do ajuste do modelo fatorial é dada por:

$$\mathbf{MRES} = \mathbf{R} - (\hat{\mathbf{L}}\hat{\mathbf{L}}' + \hat{\boldsymbol{\psi}}) = \begin{bmatrix} 0,00 & -0,10 & -0,07 \\ -0,10 & 0,00 & 0,05 \\ -0,07 & 0,05 & 0,00 \end{bmatrix}$$

O resultado da matriz residual indica que a matriz de correlação amostral original (\mathbf{R}) foi reproduzida adequadamente pela matriz estimada ($\hat{\mathbf{L}}\hat{\mathbf{L}}' + \hat{\boldsymbol{\psi}}$), uma vez que seus elementos estão próximos de zero.

Depois dessa verificação, encontraram-se os seis coeficientes das expressões dos dois fatores (F_1, F_2). Esses formam as equações 2 e 3, as quais foram aplicadas sobre os dados das variáveis mensuradas e normalizadas, resultando em um conjunto de valores formado por dois vetores ortogonais de dimensão (118×2).

$$F_1 = 0,3754 \times Z_{DA_{abs}} + 0,8451 \times Z_{DO_{abs}} - 0,3745 \times Z_{FQ_{abs}} \quad (2)$$

E,

$$F_2 = 0,2198 \times Z_{DA_{abs}} - 0,3787 \times Z_{DO_{abs}} + 0,9767 \times Z_{FQ_{abs}} \quad (3)$$

A junção desses dois vetores em apenas um de ordem (118×1), nomeado como *vetor ponderado final* (VPF) foi realizada por meio da Equação 4, após rotação *Varimax*, e o resultado disso está exibido em uma coluna da Tabela 4.3.3 indicada como (VPF).

$$VPF = (1,48 \times F_1 + 1,28 \times F_2)/3 \quad (4)$$

A definição do rótulo para o *vetor ponderado final (VPF)* dos escores fatoriais finais ponderados é descrita como: “*nível de valor de cobertura*”, ou “*Fechamento do dossel de um habitat Florestal*”, o qual é caracterizado pelo número de árvores e suas dimensões sobre a área das parcelas permanentes.

A construção da Tabela 4.3.3 deu-se com objetivo da visualização na comparação dos resultados em ordem decrescente de importância do *vetor ponderado final* e do *valor de cobertura*.

Os resultados do *vetor ponderado final (VPF)* são analisados concomitantemente aos valores do *valor de cobertura (VC)*, a fim de identificar um padrão entre essas duas metodologias, porém a variação de amplitude dos valores desses dois vetores é diferente, apesar disso não interferir na classificação das espécies. No entanto, adotou-se um indicador sintético (*IS*) para normalizar linearmente essas diferenças através do reescalonamento dos valores em um intervalo de variação 0 a 1 (SOUTO, 2006; ALVES, 2009).

A Tabela 4.3.3 exibe quatro colunas com valores, sendo a primeira com os resultados do *valor de cobertura* em % (*VC*), a segunda pelo seu indicador sintético (*ISVC*), a terceira pelo *vetor ponderado final (VPF)*, e a última pelo indicador sintético desse vetor (*ISVPF*), para as 118 espécies das parcelas permanentes. Além de apresentar a classificação dos resultados na forma decrescente, segundo os resultados do indicador sintético do vetor ponderado final (*ISVPF*).

A terceira coluna (*VPF*) mostra que 34% das espécies tem escores fatoriais positivos, enquanto 66%, negativos no *vetor ponderado final*. Essas com valores positivos apresentam uma disposição mais uniforme na área das parcelas permanentes, enquanto as demais variam de agregado a aleatório, dependendo desse resultado, ou seja, quanto menor o valor desse escore, mais aleatória se encontra a espécie na área das parcelas permanentes (TABELA 4.3.3).

As 40 primeiras espécies tem o maior *nível de valor de cobertura* na área das parcelas permanentes, conforme os resultados do (*ISVPF*). Sendo assim, quanto maior o valor desse escore, mais a espécie se destacará no experimento (TABELA 4.3.3).

O maior escore do *vetor ponderado final (VPF)* é da espécie *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze, a qual possui o maior *nível de valor de cobertura* sobre a área das parcelas permanentes, conforme a aplicação da análise fatorial, assim como ocorre com na classificação por meio do *valor de cobertura* (TABELA 4.3.3).

TABELA 4.3.3. DESCRIÇÃO DAS ESPÉCIES PELOS RESULTADOS DE (VC) E (VPF)

	Espécies	VC (%)	ISVC	VPF	ISVPF
1	<i>Araucaria angustifolia</i> (Bertol.) Kuntze	33,38	1,00	4,08	1,00
2	<i>Ilex paraguariensis</i> A. St. -Hil.	14,49	0,43	2,31	0,62
3	<i>Ocotea odorifera</i> (Vell.) Rohwer	14,70	0,44	2,24	0,60
4	<i>Nectandra grandiflora</i> Nees	12,49	0,37	1,88	0,52
5	<i>Ocotea porosa</i> (Nees & Mart.) Barroso	12,57	0,38	1,56	0,45
6	<i>Casearia decandra</i> Jacq.	8,53	0,26	1,45	0,43
7	<i>Cedrela fissilis</i> Vell.	7,51	0,22	1,11	0,35
8	<i>Ocotea puberula</i> (Rich.) Nees	7,15	0,21	1,04	0,34
9	<i>Coussarea contracta</i> (Walp.) Müll.Arg.	5,59	0,17	1,04	0,34
10	<i>Nectandra megapotamica</i> (Spreng.) Mez	6,40	0,19	1,03	0,34
11	<i>Matayba elaeagnoides</i> Radlk.	6,58	0,20	0,96	0,32
12	<i>Syagrus romanzoffiana</i> (Cham.) Glassman	6,58	0,20	0,93	0,32
13	<i>Myrsine umbellata</i> Mart.	4,87	0,15	0,90	0,31
14	<i>Capsicodendron dinisii</i> Schwacke	4,31	0,13	0,72	0,27
15	<i>Casearia sylvestris</i> Sw.	3,57	0,11	0,67	0,26
16	<i>Ocotea diospyrifolia</i> (Meisn.) Mez	4,11	0,12	0,65	0,26
17	<i>Ilex theezans</i> Mart. ex Reissek	6,40	0,19	0,59	0,24
18	<i>Prunus brasiliensis</i> (Cham. & Schltdl.) D.Dietr.	2,89	0,09	0,58	0,24
19	<i>Myrcia hebeptala</i> DC.	2,57	0,08	0,56	0,23
20	<i>Dalbergia brasiliensis</i> Vogel	2,57	0,08	0,53	0,23
21	<i>Campomanesia xanthocarpa</i> (Mart.) O.Berg	2,30	0,07	0,47	0,21
22	<i>Eugenia involucrata</i> DC.	2,02	0,06	0,46	0,21
23	<i>Myrciaria floribunda</i> (H.West ex Willd.) O.Berg.	2,02	0,06	0,41	0,20
24	<i>Psychotria vellosiana</i> Benth.	1,67	0,05	0,39	0,20
25	<i>Myrcia splendens</i> (Sw.) DC.	2,01	0,06	0,38	0,20
26	<i>Mosiera prismatica</i> (D. Legrand) Landrum	1,14	0,03	0,33	0,18
27	<i>Allophylus edulis</i> (A.St.-Hil. et al.) Hieron. ex Niederl.	1,47	0,04	0,32	0,18
28	<i>Sloanea monosperma</i> Vell.	1,57	0,05	0,28	0,17
29	<i>Clethra scabra</i> Pers.	1,70	0,05	0,26	0,17
30	<i>Jacaranda micrantha</i> Cham.	0,88	0,03	0,19	0,16
31	<i>Chrysophyllum gonocarpum</i> (Mart. & Eichler ex Miq.) Engl.	1,05	0,03	0,17	0,15
32	<i>Ocotea corymbosa</i> (Meisn.) Mez	0,61	0,02	0,15	0,15
33	<i>Machaerium stipitatum</i> Vogel	0,88	0,03	0,11	0,14
34	<i>Cupania vernalis</i> Cambess.	0,53	0,02	0,09	0,13
35	<i>Aeschrion crenata</i> Vell.	0,57	0,02	0,07	0,13
36	<i>Vernonanthura petiolaris</i> (DC.) H.Rob.	0,77	0,02	0,06	0,13
37	<i>Styrax leprosus</i> Hook. & Arn.	1,53	0,05	0,06	0,13
38	<i>Vernonanthura discolor</i> (Spreng.) H.Rob.	0,60	0,02	0,04	0,12
39	<i>Cinnamomum sellowianum</i> (Nees & Mart.) Kosterm.	0,99	0,03	0,03	0,12
40	<i>Ilex dumosa</i> Reissek	0,33	0,01	0,00	0,11
41	<i>Casearia obliqua</i> Spreng.	1,47	0,04	-0,03	0,11
42	<i>Sapium glandulatum</i> (Vell.) Pax	0,27	0,01	-0,06	0,10
43	<i>Gordonia fruticosa</i> (Schrad.) H.Keng	0,51	0,02	-0,06	0,10
44	<i>Inga virescens</i> Benth.	0,43	0,01	-0,07	0,10
45	<i>Drimys brasiliensis</i> Miers	0,59	0,02	-0,07	0,10
46	<i>Casearia lasiophylla</i> Eichler	0,39	0,01	-0,07	0,10
47	<i>Zanthoxylum rhoifolium</i> Miers.	0,40	0,01	-0,10	0,09
48	<i>Diatenopteryx sorbifolia</i> Radlk.	0,73	0,02	-0,14	0,08
49	<i>Myrciaria trunciflora</i> O.Berg.	0,44	0,01	-0,15	0,08
50	<i>Allophylus petiolulatus</i> Radlk.	0,22	0,01	-0,15	0,08
51	<i>Cassia leptophylla</i> Vogel	0,23	0,01	-0,15	0,08
52	<i>Xylosma pseudosalzmanii</i>	0,18	0,01	-0,16	0,08
53	<i>Lafoensia pacari</i> A.St.-Hil.	0,29	0,01	-0,18	0,08
54	<i>Roupala brasiliensis</i> Klotzsch	0,26	0,01	-0,18	0,07
55	<i>Piptocarpha axillaris</i> (Less.) Baker	0,18	0,01	-0,19	0,07

Continua

Continuação					
	Espécies	VC (%)	ISVC	VPF	ISVPF
56	<i>Schefflera morototoni</i> (Aubl.) Maguire et al. var.	0,41	0,01	-0,19	0,07
57	<i>Persea pyrifolia</i> Nees & Mart.	0,31	0,01	-0,20	0,07
58	<i>Piptocarpha angustifolia</i> Dusén ex Malme	0,66	0,02	-0,21	0,07
59	<i>Parapiptadenia rigida</i> (Benth.) Brenan	0,69	0,02	-0,21	0,07
60	<i>Chrysophyllum marginatum</i> (Hook. & Arn.) Radlk.	0,32	0,01	-0,25	0,06
61	<i>Luhea divaricata</i> Mart. & Zucc.	0,21	0,01	-0,27	0,05
62	<i>Cabralea canjerana</i> (Vell.) Mart.	0,20	0,01	-0,27	0,05
63	<i>Lithraea molleoides</i> (Vell.) Engl.	0,41	0,01	-0,27	0,05
64	<i>Psidium</i> sp.	0,31	0,01	-0,28	0,05
65	<i>Myrsine ferruginea</i> (Ruiz & Pav.) Mez	0,10	0,00	-0,31	0,05
66	<i>Casearia</i> sp.	0,09	0,00	-0,37	0,03
67	<i>Picramnia parvifolia</i> Engl.	0,06	0,00	-0,37	0,03
68	<i>Aegiphyla sellowiana</i> Cham.	0,06	0,00	-0,37	0,03
69	<i>Eugenia uniflora</i> L.	0,05	0,00	-0,38	0,03
70	<i>Ocotea indecora</i> (Schott) Mez	0,20	0,01	-0,38	0,03
71	<i>Zanthoxylum kleinii</i> (R.S.Cowan) P.G.Waterman	0,13	0,00	-0,39	0,03
72	<i>Cinnamomum amoenum</i> (Nees & Mart.) Kosterm	0,13	0,00	-0,39	0,03
73	<i>Myrcia lajeana</i> D. Legrand	0,08	0,00	-0,40	0,03
74	<i>Quillaja brasiliensis</i> (A.St.-Hil. & Tul.) Mart.	0,09	0,00	-0,40	0,03
75	<i>Solanum sanctae-catharinae</i> Dunal	0,08	0,00	-0,40	0,03
76	<i>Maytenus ilicifolia</i> Mart. ex Reissek	0,05	0,00	-0,40	0,03
77	<i>Cryptocarya aschersoniana</i>	0,11	0,00	-0,43	0,02
78	<i>Albizia edwallii</i> (Hoehne) Barneby & J.W.Grimes	0,07	0,00	-0,43	0,02
79	<i>Sebastiania commersoniana</i> (Baill.) L.B.Sm. & Downs	0,07	0,00	-0,43	0,02
80	<i>Rudgea jasminoides</i> (Cham.) Müll.Arg.	0,07	0,00	-0,43	0,02
81	<i>Banara tomentosa</i> Clos	0,05	0,00	-0,43	0,02
82	<i>Myrcia guianensis</i> (Aubl.) DC.	0,05	0,00	-0,43	0,02
83	<i>Maytenus grandiflora</i> Reissek	0,04	0,00	-0,43	0,02
84	<i>Eugenia pluriflora</i> DC.	0,04	0,00	-0,43	0,02
85	<i>Ilex brevicuspis</i> Reissek	0,07	0,00	-0,45	0,01
86	<i>Lamanonia ternata</i> Vell	0,06	0,00	-0,46	0,01
87	<i>Myrsine coriacea</i> (Sw.) R. Br.	0,03	0,00	-0,46	0,01
88	<i>Rollinia sylvatica</i> (A.St.-Hil.) Mart.	0,03	0,00	-0,46	0,01
89	<i>Citrus</i> sp.	0,03	0,00	-0,46	0,01
90	<i>Mimosa scabrella</i> Benth.	0,23	0,01	-0,47	0,01
91	<i>Solanum pseudoquina</i> A.St.-Hil.	0,03	0,00	-0,49	0,01
92	<i>Vitex megapotamica</i> (Spreng.) Moldenke	0,03	0,00	-0,49	0,01
93	<i>Cinnamomum glaziovii</i> (Mez) Kosterm	0,02	0,00	-0,49	0,01
94	<i>Rubiaceae</i>	0,02	0,00	-0,49	0,01
95	<i>Ficus enormis</i> Mart. ex Miq.	0,02	0,00	-0,49	0,01
96	<i>Randia armata</i> (Sw.) DC.	0,02	0,00	-0,49	0,01
97	<i>Ormosia arborea</i> (Vell.) Harms	0,02	0,00	-0,49	0,01
98	<i>Strychnos brasiliensis</i> Mart.	0,02	0,00	-0,49	0,01
99	<i>Actinostemon concolor</i> (Spreng.) Müll.Arg.	0,02	0,00	-0,49	0,01
100	<i>Symplocos tetrandra</i> Mart.	0,02	0,00	-0,52	0,00
101	<i>Trichilia clausenii</i> C.DC.	0,02	0,00	-0,52	0,00
102	<i>Erythroxylum deciduum</i> A. St.-Hil.	0,01	0,00	-0,52	0,00
103	<i>N.I. Morta</i>	0,01	0,00	-0,52	0,00
104	<i>Eugenia pyriformis</i> Cambess.	0,01	0,00	-0,52	0,00
105	<i>Solanum bullatum</i> Vell.	0,01	0,00	-0,52	0,00
106	<i>Symplocos uniflora</i> (Pohl) Benth.	0,01	0,00	-0,52	0,00
107	<i>Ficus guaranitica</i> Chodat	0,01	0,00	-0,52	0,00
108	<i>Casearia gossypiosperma</i> Briq.	0,01	0,00	-0,52	0,00
109	<i>Ruprechtia laxiflora</i> Meisn.	0,01	0,00	-0,52	0,00
110	<i>Campomanesia guazumifolia</i> (Cambess.) O.Berg	0,01	0,00	-0,52	0,00

Continua

		Conclusão			
	Espécies	VC (%)	ISVC	VPF	ISVPF
111	<i>Symplocos tenuifolia</i> Brand	0,01	0,00	-0,52	0,00
112	<i>Rollinia rugulosa</i> Schltld.	0,01	0,00	-0,52	0,00
113	<i>Myrceugenia miersiana</i> (Gardner) D.Legrand & Kausel	0,01	0,00	-0,52	0,00
114	<i>Lonchocarpus</i> sp.	0,01	0,00	-0,52	0,00
115	<i>Gomidesia affinis</i> (Cambess.) Legrand	0,01	0,00	-0,52	0,00
116	<i>Weinmannia paullinifolia</i> Pohl ex Ser.	0,01	0,00	-0,52	0,00
117	<i>Myrcianthes cisplatensis</i> (Cambess.) O. Berg	0,01	0,00	-0,52	0,00
118	<i>Mollinedia elegans</i> Tul.	0,01	0,00	-0,52	0,00

FONTE: O autor (2013)

A partir da classificação da espécie *Casearia obliqua* Spreng. (41º lugar) todas as outras, inclusive essa, apresentaram escores fatoriais negativos no *vetor ponderado final* (VPF) e, portanto, são definidas como espécies que possuem baixo *nível de valor de cobertura* nas parcelas permanentes, apesar de possuírem, em alguns casos, um grande número de indivíduos (TABELA 4.3.3).

No caso de duas ou mais espécies fazerem parte do mesmo grupo (positivo ou negativo), em relação aos valores do *vetor ponderado final*, a classificação dar-se-á segundo o maior resultado.

A Tabela 4.3.3 mostra o pareamento na classificação das espécies, segundo os resultados advindos dos dois processos (ISVC) e (ISVPF), comprovado pelo resultado do coeficiente de correlação de Pearson (94,2%), justificando a implantação do modelo proposto para verificação do *nível de valor de cobertura* das espécies.

Os resultados de (ISVPF) exibidos na Tabela 4.3.3 servem como indicadores na formação de grupos de espécies com características comuns, orientados pelo *nível de valor de cobertura* das espécies.

A Figura 4.3.3 serve como instrumento de visualização do comportamento espacial dos indivíduos sobre as parcelas permanentes. Esses indivíduos estão arranjados conforme a classificação ordenada através do *valor de cobertura* e do *vetor ponderado final*. Nessa figura é possível observar um padrão na dispersão espacial na comparação entre as duas metodologias.

Diferenças de posições na ordem do arranjo das espécies existem, devido ao procedimento metodológico adotado, porém observa-se que a disposição dos indivíduos segue um padrão, o qual é causado pelas ponderações, que são oriundas dos pesos relacionados às características particulares de cada espécie (FIGURA 4.3.3).

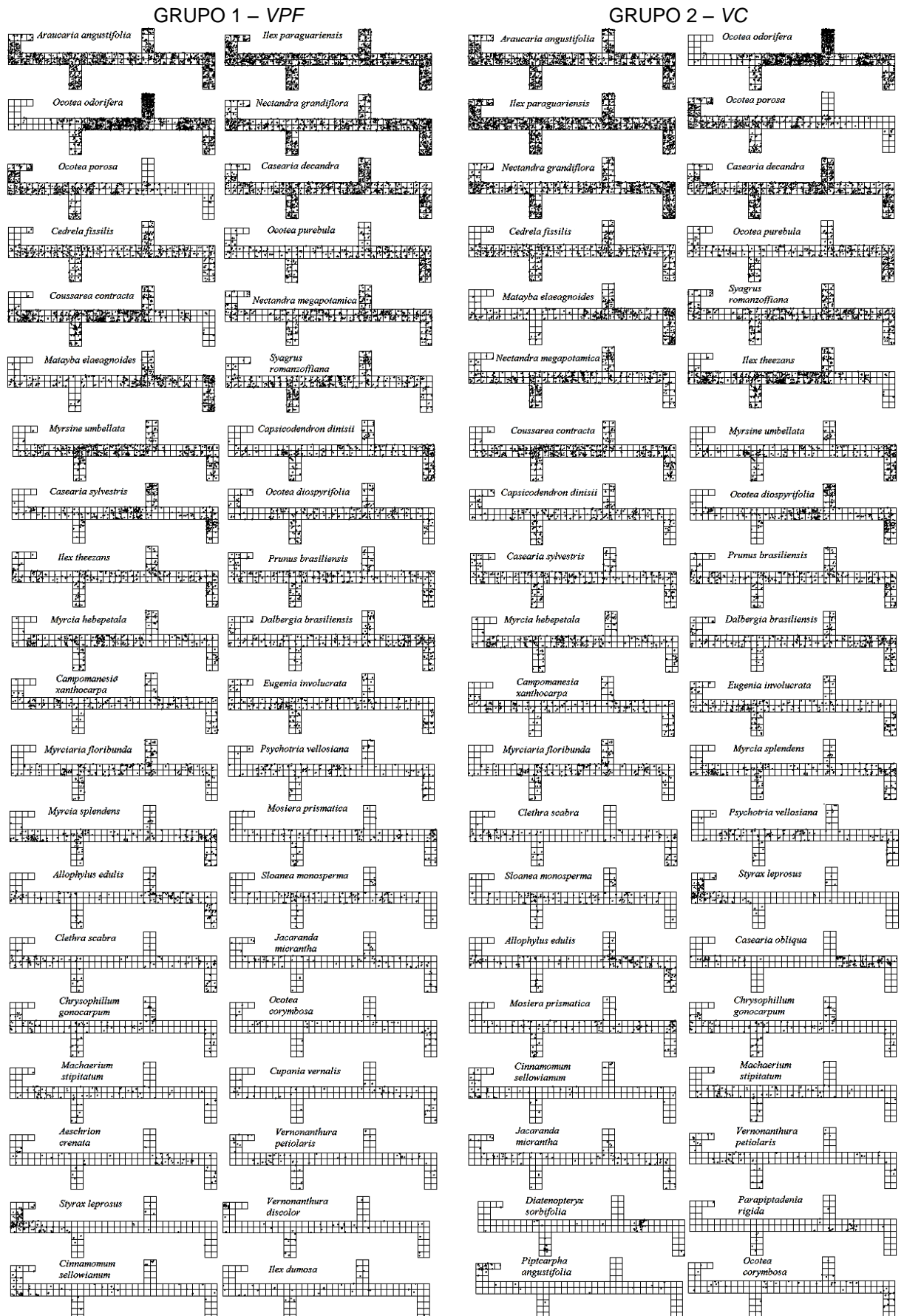


FIGURA 4.3.3. ANÁLISE COMPARATIVA DOS METODOS (VPF) e (VC)

Continua

Continuação

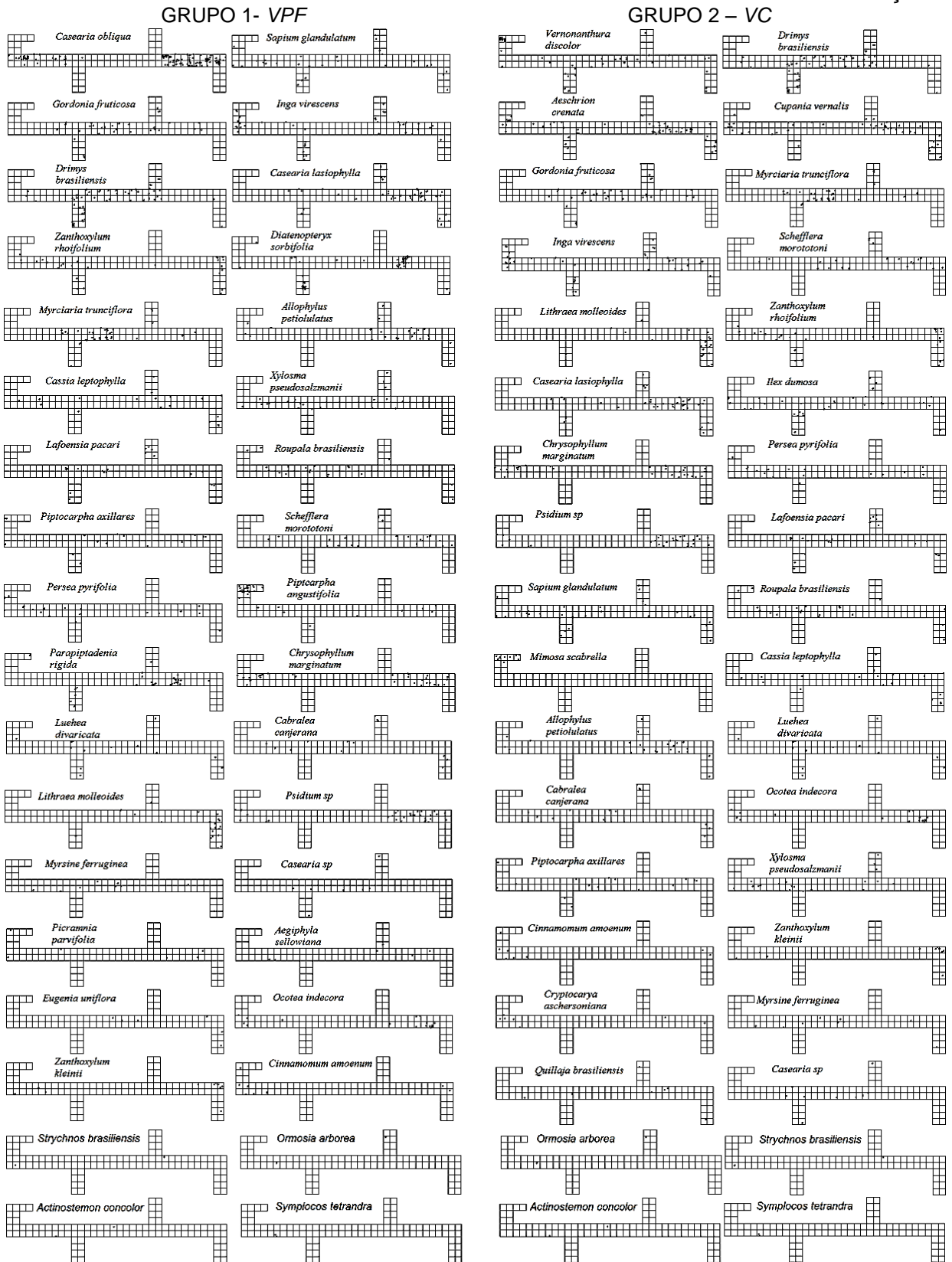


FIGURA 4.3.3. ANÁLISE COMPARATIVA DOS METODOS (VPF) e (VC)

Continua

Continuação

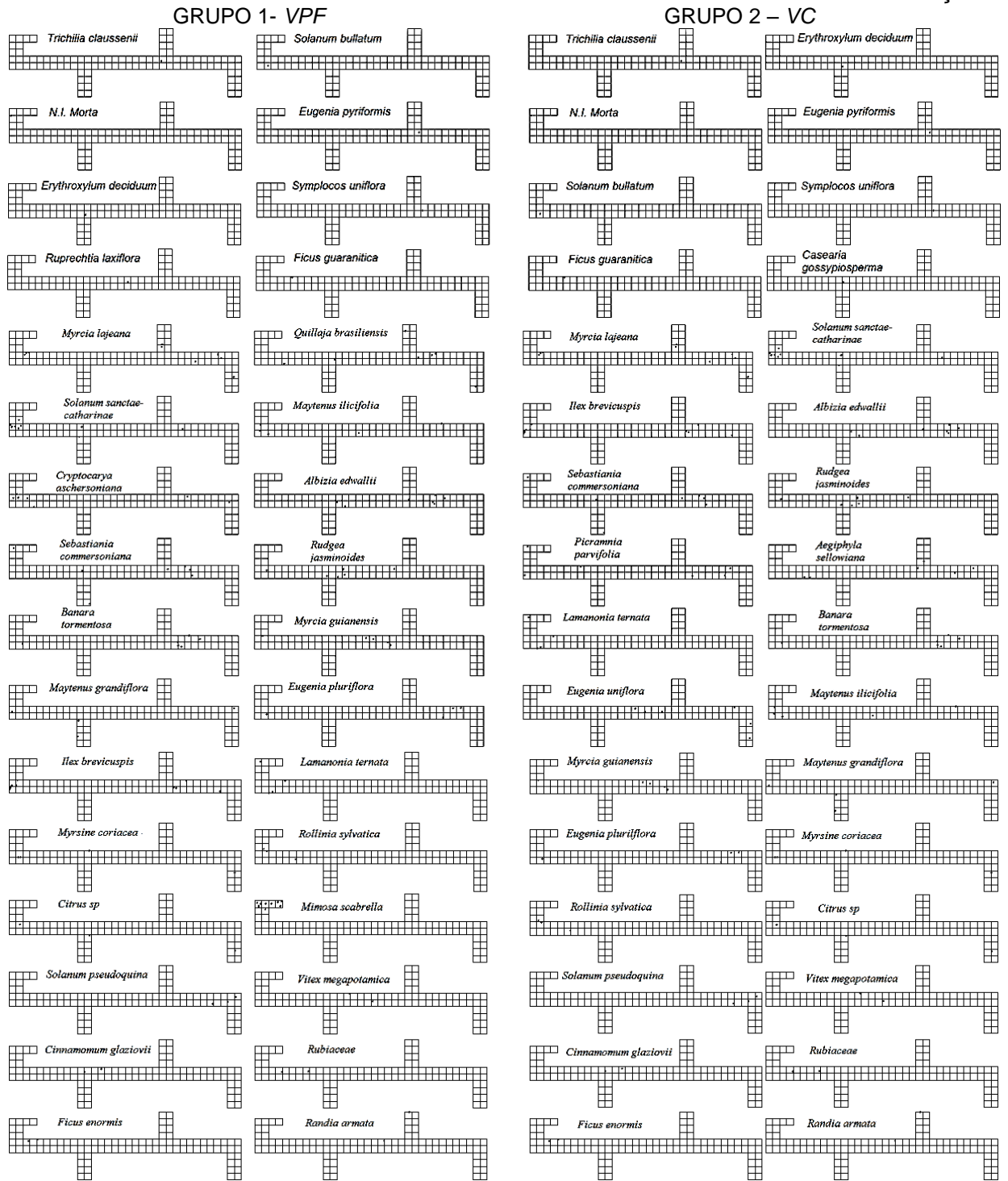
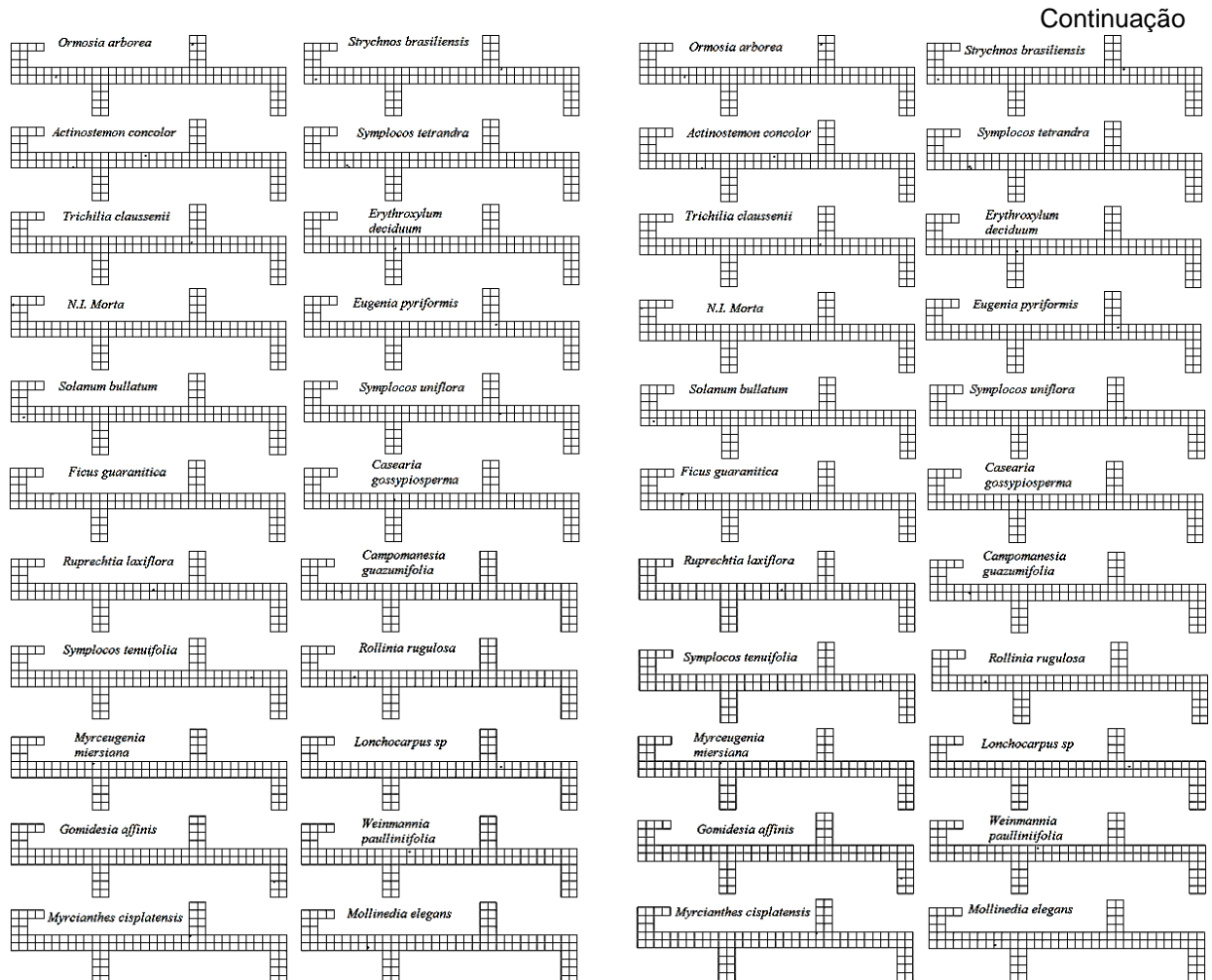


FIGURA 4.3.3. ANÁLISE COMPARATIVA DOS METODOS (VPF) e (VC)

Continua



As espacializações iniciam com grande quantidade de indivíduos e com ponderação nas dimensões de área basal das espécies sobre as parcelas permanentes, reduzindo até o limite de um indivíduo no experimento (FIGURA 4.3.3).

Na Figura 4.3.3 é possível visualizar a espacialização das 28 últimas espécies e verificar que seguem a mesma ordem de classificação, segundo aplicação das duas metodologias.

4.4 CONCLUSÕES

O trabalho é importante, porque desenvolve uma metodologia alternativa e consistente para o cálculo do *valor de cobertura* das espécies;

O método advindo do processo da Análise Fatorial (*VPF*) é melhor e mais vantajoso do que o existente (*VC*) devido analisar as espécies pela estrutura da matriz de correlação das variáveis;

O resultado, após o processo da rotação *Varimax* apresentou uma melhor redistribuição da variância do primeiro fator para o segundo, tornando-se, assim, mais equilibrada;

Os dois fatores explicaram 92,0% da variância, no conjunto das três variáveis absolutas, densidade, dominância e frequência. Dessas, a variável densidade absoluta teve 85% da sua variância determinada por esses fatores, sendo o restante pertencente à variância específica;

A matriz residual reproduziu adequadamente a matriz de correlação amostral original (\mathbf{R}), por meio da matriz estimada ($\hat{\mathbf{L}}\hat{\mathbf{L}}' + \hat{\mathbf{\Psi}}$), uma vez que seus resultados (elementos) ficaram próximos de zero;

Os coeficientes de correlação de Pearson (0,942) e determinação (88,7%) indicaram a existência de uma forte correlação positiva entre os resultados do método do valor de cobertura e do vetor ponderado final (*VPF*);

Os resultados dos indicadores sintéticos do *valor de cobertura* e do *vetor ponderado final* foram correspondentes, apresentando a classificação das mesmas espécies nos dois grupos;

Algumas disparidades aconteceram, devido à diferença na estrutura de classificação dos procedimentos, porém observa-se que a disposição dos indivíduos segue um padrão de disposição;

A espacialização das espécies serviu para mostrar o comportamento na disposição dos indivíduos na área das parcelas permanentes e, assim, entender a ordem do arranjo espacial;

Diante dessas conclusões, afirma-se que a aplicação da técnica da Análise Fatorial é apropriada para o desenvolvimento de uma nova metodologia de classificação do nível de *valor de cobertura* das espécies, sendo seus resultados compatíveis e consistentes com aqueles oriundos do *valor de cobertura*.

REFERÊNCIAS

- ALVES, P. P. **Índices Sintéticos para caracterização dos municípios paulistas na perspectiva da cana-de-açúcar – 2005 a 2009**. 205 f. Dissertação (Estudos Populacionais e Pesquisas Sociais) – Escola Nacional de Ciências Estatísticas, Rio de Janeiro, 2009.
- BRAUN-BLANQUET, J. **Plant Sociology: The study of plant communities**. New York: McGraw-Hill, 1932. 439 p.
- BRAUN-BLANQUET, J. **Pflanzensoziologie**. 3. ed. Wien, New York, Springer-Verlag, 1964. 865 p.
- CALEGÁRIO, N.; SOUZA, A. L de; MARANGON, L. C; SILVA, A. F da. Parâmetros florísticos e fitossociológicos da regeneração natural de espécies arbóreas nativas no sub-bosque de povoamentos de *Eucalyptus*. **Árvore**, Viçosa, v. 17, n. 1, p. 16-29, 1993.
- DIAS, M. C.; VIEIRA, A. O. S.; NAKAJIMA, J. N.; PIMENTA, J. A.; LOBO, P. C. Composição florística e fitossociologia do componente arbóreo das florestas ciliares do rio Iapó, na bacia do rio Tibagi, Tibagi, PR. **Revista Brasileira de Botânica**, São Paulo, v. 21, n. 2, p.183-195, 1998.
- DISPERATI, A. A. **Biodiversidade e sustentabilidade da Floresta Ombrófila Mista na FLONA de Irati, PR**. Irati: UNICENTRO, 2002. 76 p. (Relatório final do projeto do CNPq: Fomento à Pesquisa/Apoio a Projeto de Pesquisa/Edital CNPq-01/2000-Faixa B).
- DISPERATI, A. A; OLIVEIRA FILHO, P. C de. Copas de Araucária Observadas em Fotografias Aéreas 70 mm Colorido Normal em Escala Muito Grande (1:1.000). **Ambiência**, Guarapuava, PR, v. 2, p. 137-149, 2006.
- FIGUEIREDO FILHO, A.; DIAS, A. N.; STEPKA, T. F.; SAWCZUK, A. R. Crescimento, Mortalidade, Ingresso e Distribuição diamétrica em Floresta Ombrófila Mista. **Floresta**, Curitiba, PR, v. 40, n. 4, p. 763-776, 2010.
- FURTADO, D. F. **Estatística Multivariada**. 1. ed. Lavras, UFLA, 2008.

HACK, C; LONGHI, S. J; BOLIGON, A. A; MURARI, A. B. PAULESKI, D. T. Análise fitossociológica de um fragmento de floresta estacional decidual no município de Jaguari, RS. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 35, n. 5, p. 1083-1091, 2005.

HAIR JUNIOR J. F.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L.; BLACK, W. C. **Análise multivariada de dados**. 5. ed. Porto Alegre: Bookman, 2005. 593 p.

HOSOKAWA, R. T.; MOURA, J. B.; CUNHA, U. S. **Introdução ao Manejo e Economia de Florestas**. Curitiba: UFPR, 2001. 164 p.

JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. **Applied multivariate statistical analysis**. New Jersey: Prentice Hall, 1998. 816 p.

MANLY, B. F. J. **Multivariate statistical methods: a primer**. London: Chapman and Hall, 1986. 229 p.

MINGOTI, S.A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma abordagem aplicada**. Belo Horizonte: Universidade Federal de Minas Gerais, 2007. 297 p.

PIZATTO, W. **Avaliação biométrica da estrutura e da dinâmica de uma floresta ombrófila mista em São João do Triunfo -PR: 1995 a 1998**. 1999. 170 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1999.

RODE, R.; FIGUEIREDO FILHO, A.; MACHADO, S. A. GALVÃO, F. Análise do Padrão Espacial de Espécies e de Grupos Florísticos Estabelecidos em um Povoamento de *Araucaria angustifolia* e em uma Floresta Ombrófila Mista no Centro-Sul do Paraná. **Floresta**, Curitiba, v. 40, n. 2, p. 255-268, 2010.

SALOMÃO, R. P.; SANTANA, A. C.; COSTA NETO, S. V. Construção de Índices de Valor de Importância de Espécies para Análise Fitossociológica de Floresta Ombrófila através de Análise Multivariada. **Floresta**, Curitiba, v. 42, n. 1, p. 115-128, 2012.

SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M. **Inventário florestal**. Lavras: UFLA/FAEPE, 1997. 341 p.

SILVA, G. C da; NASCIMENTO, M. T. Fitossociologia de um remanescente de mata sobre tabuleiros no norte do estado do Rio de Janeiro (Mata do Carvão). **Revista Brasileira de Botânica**, São Paulo, v. 24, n. 1, p. 51-62, 2001.

SOUTO, M. C da. S. **Coeficiente de Incidência da Dengue e sua Relação com os Diferenciais Intra Urbanos segundo condições de vida no Município do Natal, Rio Grande do Norte**. 47 f. Dissertação (Desenvolvimento e Meio Ambiente) – Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Natal, 2006.

5 INDICADOR DO NÍVEL DE IMPORTÂNCIA DAS ESPÉCIES NAS FLORESTAS NATIVAS POR MEIO DA ANÁLISE FATORIAL

RESUMO

O objetivo desta pesquisa foi propor uma nova ferramenta metodológica, por meio da Análise Fatorial na identificação do *nível de importância* das espécies em florestas nativas, utilizando-se, para isso, dados da Floresta Ombrófila Mista de Irati, estado do Paraná. Esses dados advêm da medição/remedição de 2007/2008 coletados de parcelas permanentes que estão divididas em 25 blocos de 1 hectare, que foram subdivididas em 4 sub-blocos de 0,25 ha cada uma, aonde ocorreu o levantamento. A condução do experimento foi realizado em duas etapas: a aplicação do método do valor de importância e da técnica da Análise Fatorial. As análises dos resultados ocorreram por meio da aplicação de testes estatísticos de comparação de valores e da visualização espacial dos indivíduos plotados de forma decrescente em relação ao indicador sintético dos escores fatoriais. Os resultados informaram equivalências significativas e consistentes entre os dois métodos, tanto nos valores obtidos, quanto na espacialização das espécies. Nesse sentido, a pesquisa desenvolve um novo indicador de classificação do *nível de importância* das espécies na área das parcelas permanentes por meio da Análise Fatorial.

Palavras-chave: Padrão espacial; Análise multivariada; Floresta Ombrófila Mista.

ABSTRACT

The objective of this research was to propose a new methodological tool, through factor analysis to identify the level of importance of the species in native forests, using for that, data from Araucaria Forest of Irati, Parana State. This data comes from measurement/remeasurement of 2007/2008 collected from permanent plots that are divided into 25 blocks of 1 hectare, which were subdivided into 4 sub-blocks of 0.25 ha each, where the survey took place. The experiment was conducted in two stages: the application of the importance value and the technique of Factor Analysis methods. The analyses of the results was carried out by application of statistical tests to compare both methodologies and to visualize the spatial distribution of the plotted individuals in an ordered manner in relation to the synthetic indicator of the factor scores. The results have reported equivalence and consistent between the two methodologies, both on values obtained, as well as on the spatial distribution of the species. Thus, research develops a new indicator to classify the level of importance of the species in the area of the permanent plots, by means of the Factor Analysis.

Key-words: Spatial Pattern; Multivariate Analysis, Mixed Ombrophilous Forest.

5.1 INTRODUÇÃO

Os fragmentos de florestas nativas são importantes na conservação das espécies, pois apresentam elevada diversidade (HARRIS, 1984; VIANA, 1990; LAURANCE; BIERREGARD, 1997). No entanto, a fim de garantir a sustentabilidade dos fragmentos florestais será necessário conhecer a biometria das espécies nas parcelas permanentes, ou seja, investigar a relação entre o valor de importância e o comportamento espacial dos indivíduos, pois somente assim ter-se-á informações relevantes para seu controle (PIELOU, 1975; LONGHI *et al.*, 2000).

Segundo LAMPRECHT (1962), FÖRSTER (1973) e FINOL (1971), a caracterização fitossociológica das florestas é determinada pelos cálculos das variáveis relativas de densidade, dominância e frequência, que são a base para o cálculo do valor de importância (*V*).

A espécie classificada pelo valor de importância, por meio de inventário fitossociológico realizado em floresta nativa, é detentora de informações a respeito das seguintes variações: número de indivíduos, poder das espécies e regularidade na disposição dos indivíduos, além de indicar a participação de cada espécie em relação às remanescentes (BRAUN-BLANQUET, 1979; HOSOKAWA *et al.*, 1998).

O conhecimento da forma da disposição dos indivíduos na área das florestas nativas também é essencial para identificar o comportamento espacial das espécies (MEYER, 1952; RODE *et al.*, 2010; POTTKER, 2012).

Assim, é possível analisar as espécies dentro das suas características genéticas, por exemplo, a *Mimosa scabrella* Benth., se desenvolve em “reboleira” e dispersa as sementes pelo processo da barocoria, ou seja, os frutos caem e ficam próximos às árvores adultas (CARPANEZZI *et al.*, 1997). No entanto, as pesquisas mostram que existe apenas uma metodologia, que classifica as espécies quanto à sua importância dentro da área de florestas nativas, ou seja, o valor de importância (*V*) proposto por CURTIS e MCINTOSH (1951). Isso é pouco se for levado em consideração o processo de espacialização das espécies e o desenvolvimento de ferramentas estatísticas multivariadas (MELO; HEPP, 2008).

A outra lacuna diz respeito a não visualização da relação entre o resultado do valor de importância e o comportamento espacial dos indivíduos. Há poucas

pesquisas nessa linha de desenvolvimento e, portanto, não se conhece o sentido representativo desse valor.

Finalmente, existe a ocorrência de diferentes resultados do valor de importância para a mesma espécie, muitas vezes envolvendo a mesma área. Isso ocorre em consequência da maneira com que o inventário fitossociológico é realizado, inclusive devido ao tamanho da unidade amostral usada; além disso há o fato da sua variação de amplitude (0 a 300%), ou seja, incompreensível (SAWCZUK, 2009; SANQUETTA, 2010; POTTKER *et al.*, 2011).

Em contrapartida, estão ocorrendo pesquisas relacionadas a esse tema, tais como o trabalho de Salomão *et al.* (2011) que desenvolveram dois indicadores fitossociológicos, por meio da Análise Multivariada, utilizando dados oriundos da Floresta Ombrófila Densa. A avaliação dos resultados permitiram concluir que o processo mais significativo é aquele que envolve a adição de uma variável *dummy* na solução.

A aplicação dos métodos da Análise Multivariada estão a crescer devido a imensa complexidade de estudo de problemas que envolvem o comportamento de indivíduos (LATTIN *et al.*, 2011). Entre as técnicas dessa metodologia, destaca-se a Análise Fatorial, que descreve a variabilidade original das variáveis, em termos de um número menor de fatores (MINGOTI, 2005).

Para desenvolver uma nova metodologia que embase o levantamento discutido, será necessário avaliar três hipóteses:

1. Ocorre uma forte correlação positiva entre as duas técnicas na comparação dos resultados;
2. A seleção de um fator na aplicação da Análise Fatorial é suficiente para explicar o nível de importância das espécies em um processo de classificação;
3. A metodologia da Análise Fatorial por envolver a análise da estrutura de correlação entre as variáveis fitossociológicas é mais explicativa que apenas a operação de adição dessas variáveis.

Esta pesquisa tem como objetivo propor um novo indicador, por meio da aplicação da técnica da Análise Fatorial com seleção pré-definida de um fator na determinação da importância da espécie na área das parcelas permanentes, utilizando somente variáveis absolutas de densidade, dominância e frequência, tornando assim o método simples e eficaz.

5.2 MATERIAL E MÉTODOS

O banco de dados utilizado na pesquisa é oriundo da Floresta Nacional (FLONA) de Irati, PR, a qual está localizada no segundo planalto paranaense, nos municípios de Fernandes Pinheiros e Teixeira Soares, entre as coordenadas E=538.217,9 a E=549.784,5 e N=7.188.444,2 a N=7.201.876,4 do sistema UTM/Fuso 22 (OLIVEIRA FILHO *et al.*, 2008).

Os dados advêm da medição/remedição do ano de 2007/2008, de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista com 1272,9 ha. Essa área corresponde a 36% do total da FLONA. O levantamento ocorreu em parcelas de 0,25 hectares (50 m x 50 m) derivadas da subdivisão de cada bloco de 1 ha (DISPERATI, 1986; DISPERATI, 2002).

As mensurações ocorreram em árvores com diâmetro à altura do peito ($DAP \geq 10$ cm). As espécies foram medidas, numeradas e posicionadas espacialmente em um sistema cartesiano (x, y) de coordenadas locais. Para esse desenvolvimento foi necessário subdividir cada bloco em cinco faixas de controle de 10m×50m (0,05 ha) (FIGUEIREDO FILHO *et al.*, 2010).

Nesse banco de dados foram aplicados os processos 5.2.1 e 5.2.2, conforme os passos seguintes:

5.2.1 Desenvolvimento do cálculo do valor de importância (VI).

Inicialmente os valores absolutos das variáveis densidade, dominância e frequência foram transformados em porcentagens e, em seguida, realizar a soma desses, por meio da Equação 1, proposta por Curtis e McIntosh (1951), obtendo os valores para classificação.

$$VI = DA_{rel} + DO_{rel} + FQ_{rel} \quad (1)$$

Em que:

VI = valor de importância;

DA_{rel} = densidade relativa;

DO_{rel} = Dominância relativa;

FQ_{rel} = Frequência relativa.

As três variáveis informam seus valores em porcentagem e, como o resultado é determinado por meio da adição desses, tem-se que a amplitude de variação do resultado está no intervalo de 0 a 300% (HOSOKAWA *et al.*, 2001).

5.2.2 Desenvolvimento da Análise Fatorial

A técnica da Análise Fatorial foi aplicada aos dados absolutos das variáveis densidade, dominância e frequência, com pré-definição de seleção de um fator para descrever a variabilidade original das variáveis.

O desenvolvimento dessa técnica apresenta, inicialmente, a matriz de correlação (\mathbf{R}) do vetor aleatório (\mathbf{Z}), a qual fornece informações a respeito da relação de dependência entre as variáveis (MANLY, 1986).

As matrizes de cargas fatoriais ($\hat{\mathbf{L}}$) e de variâncias específicas ($\hat{\mathbf{\Psi}}$) são estimadas neste trabalho, por meio do método de análise de componentes principais (ACP). Esse processo se baseia na decomposição espectral da matriz de correlação (\mathbf{R}), conforme a Equação 2 (JOHNSON; WICHERN, 1998).

$$\mathbf{R} = \mathbf{L}\mathbf{L}^T + \hat{\mathbf{\Psi}} \quad (2)$$

A expressão detalhada da matriz de cargas fatoriais ($\hat{\mathbf{L}}$) está exibida através da Equação 3. Os resultados dessa matriz indicam a contribuição única de cada variável ao fator.

$$\hat{\mathbf{L}} = \hat{\mathbf{P}}\hat{\mathbf{\Lambda}}^{1/2} = [\sqrt{\lambda_1}e_1 \quad \sqrt{\lambda_2}e_2 \quad \dots \quad \sqrt{\lambda_m}e_m] \quad (3)$$

Nessa igualdade a variável (\mathbf{P}) representa uma matriz constituída dos autovetores (\hat{e}_i) de (\mathbf{R}) em suas colunas, enquanto ($\hat{\mathbf{\Lambda}}$) é uma matriz diagonal (3×3) dos autovalores ($\hat{\lambda}_i$) dessa matriz. Os resultados desses autovalores indicam a proporção da variância total, que está relacionada com cada fator e, portanto, auxiliam na estimação do número de fatores.

A matriz de variâncias específicas ($\hat{\Psi}$) é definida pela parte da variabilidade do vetor aleatório (\underline{Z}) que está associada apenas ao erro aleatório, sendo encontrado através da aplicação da expressão 4 (ANDERSON, 1984).

$$\hat{\Psi} = \text{diag}(\mathbf{R} - \mathbf{L}\mathbf{L}^T) \quad (4)$$

Em que, ($\text{diag}(\cdot)$) denota a matriz diagonal.

As comunalidades ($\hat{h}_i^2 = \sum_{j=1}^1 l_{ij}^2$) para ($i = 1,2,3$) foram geradas a partir dos resultados da matriz de cargas fatoriais, ou seja, o quadrado do carregamento de cada variável. Esses resultados indicam a variação de cada variável explicada por este primeiro fator.

Em seguida, desenvolveu-se uma tabela no formato descritivo com objetivo de visualizar e entender o comportamento das variáveis em relação ao primeiro fator. Essa análise gera suporte na determinação dos coeficientes das variáveis para, em seguida, estimar os escores fatoriais do primeiro fator (\hat{F}_1), sendo representado por meio da Equação 5 (MORRISON, 1976).

$$\hat{F}_1 = (\hat{\Gamma}'\hat{\Psi}^{-1}\hat{\Gamma})^{-1}\hat{\Gamma}'\hat{\Psi}^{-1}\underline{Z} \quad (5)$$

A Equação 6 exhibe a expressão geral para calcular os novos valores de importância da espécie.

$$\hat{F}_p = \hat{F}_1 \times (\%) \text{ da variância explicada por } \hat{F}_1 \quad (6)$$

Em que (\hat{F}_p) denota os escores fatoriais ponderados do primeiro fator.

Com a conclusão dos procedimentos, partiu-se em busca da aplicação de um indicador sintético (IS) para normalizar linearmente os resultados, em um intervalo de variação entre 0 (menor escore) e 1 (maior escore). Nesse cálculo foi utilizada a Equação 7 (SOUTO, 2006; ALVES, 2009; DICK *et al.*, 2014).

$$IS = \frac{\text{escore analisado} - \text{escore mínimo}}{\text{escore máximo} - \text{escore mínimo}} \quad (7)$$

Estes resultados (valor de importância, escore fatorial ponderado do primeiro fator e indicadores sintéticos), juntamente com o nome das espécies estão apresentados em uma tabela, a qual tem o objetivo de mostrar a equivalência dos resultados das duas metodologias de classificação desenvolvidas.

A medida do grau de dependência linear entre as duas variáveis (valor de importância e análise do fator) ocorreu através do coeficiente de correlação de Pearson (r) e do coeficiente de determinação (R^2) (MINEO *et al.*, 2005; BARBETTA, 2006; MOTTA, 2006).

A última análise consistiu da espacialização ordenada de forma decrescente de todas as espécies da área das parcelas permanentes, por meio dos resultados provenientes dos dois métodos. Essa estrutura auxiliou o processo de análise do comportamento espacial dos indivíduos em relação aos valores das suas variáveis, com objetivo de explicar diferenças significativas.

5.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

O conhecimento de resultados preliminares, a respeito desse conjunto de dados, revelam que esses não seguem a distribuição normal multivariada e, portanto, não pode ser aplicado o teste de esfericidade de Bartlett, no entanto o teste da medida de adequação da amostra (*KMO*), revelou que os dados são apropriados para aplicação da análise fatorial.

Assim, aplicou-se a técnica da estatística multivariada da Análise Fatorial, selecionando um fator para explicar as três variáveis absolutas (densidade, dominância e frequência), o qual foi definido em consequência da formulação dos objetivos (Tabela 5.3.1). Essa exibe as matrizes de cargas fatoriais, de comunalidades e de variâncias específicas, assim como a proporção da variância explicada por esse primeiro fator.

TABELA 5.3.1. MATRIZ FATORIAL NÃO ROTACIONADA DA ANÁLISE DE COMPONENTES PRINCIPAIS

VARIÁVEIS	PESO ESTIMADO	COMUNALIDADES	VARIÂNCIA ESPECÍFICA
	F_1		
DA_{abs}	0,923	0,85	0,15
DO_{abs}	0,828	0,68	0,32
FQ_{abs}	0,791	0,63	0,37
Autovalor ($\hat{\lambda}$)	2,16		
Proporção Acumulada (%)	72,0		

FONTE: O autor (2013)

Observa-se que a Tabela 5.3.1 exibe o resultado, apenas de um autovalor ($\hat{\lambda}=2,16$). Isso ocorreu porque foi pré-determinado na seleção do número de fatores. Nesse caso, o número máximo é de três, devido ao número de variáveis do problema.

O número de fatores não causa mudança nos resultados dos autovalores, apenas ocorre uma diminuição, ou um aumento na porcentagem de explicação das variáveis, conseqüentemente quanto maior o número de fatores selecionados, maior será a porcentagem de explicação (HAIR JUNIOR *et al.*, 2005).

A proporção da variância das três variáveis absolutas (densidade, dominância e frequência), que é explicada por esse fator é igual a 72,0% do total, restando 28,0% para os demais, caso tivessem sido selecionados para descreverem toda a estrutura de covariância entre as variáveis.

O primeiro fator (F_1) explica 85,0%, 68,0% e 63,0% da variância das variáveis absolutas de densidade, dominância e frequência respectivamente, sendo o restante, na mesma ordem, 15,0%, 32,0% e 37,0% para variação específica de cada variável.

A definição do rotulo para os resultados dos escores fatoriais ponderados desse primeiro fator, o qual está relacionando positivamente às três variáveis absolutas mensuradas no processo, indicará o “nível de importância da espécie na área das parcelas permanentes”.

A Equação 8 representa a expressão do primeiro fator em relação às variáveis padronizadas de densidade ($Z_{DA_{abs}}$), dominância ($Z_{DO_{abs}}$) e frequência ($Z_{FQ_{abs}}$). Verifica-se que os coeficientes são baixos e positivos, no entanto as mais correlacionadas com o fator (F_1), conforme já discutido, aparecem com valor numericamente maior.

$$F_1 = 0,4269 \times Z_{DA_{abs}} + 0,3827 \times Z_{DO_{abs}} + 0,3658 \times Z_{FQ_{abs}} \quad (8)$$

A Tabela 5.3.2 exhibe as espécies em ordem decrescente de classificação, segundo os resultados dos escores fatoriais ponderados do primeiro fator (\hat{F}_p) (EQUAÇÃO 9). Os valores foram obtidos, inicialmente, pela aplicação da Equação 8 e posterior ponderação dos resultados em relação aos valores da proporção de explicação.

$$\hat{F}_p = (F_1 \times 2,16)/3 \quad (9)$$

A Equação 10 é a generalização da Equação 9 e, portanto, o modelo desenvolvido pelo método da Análise Fatorial para indicar o nível de importância das espécies de florestas nativas, utilizando dados de variáveis absolutas de densidade, dominância e frequência.

$$\hat{F}_p = (F_1 \times \hat{\lambda}_1) / \sum_{i=1}^3 \hat{\lambda}_i \quad (10)$$

O objetivo principal da construção da Tabela 5.3.2, nesse formato, é a preparação de uma ferramenta de apoio para a comparação dos resultados da classificação das espécies, decorrentes dos dois métodos, valor de importância (*VI*) e escores fatoriais ponderados do primeiro fator (\hat{F}_p).

A elaboração do indicador sintético (*IS*) na transformação dos resultados provenientes desses dois procedimentos surgiu com a finalidade de normalizá-los linearmente, por meio de reescalonamento da variação dos resultados de uma série comum entre 0 e 1, tornando-os mais facilmente interpretáveis.

Quarenta espécies apresentaram escores fatoriais ponderados positivos (\hat{F}_p), sendo definidas como aquelas que têm o maior nível de importância na área das parcelas permanentes (TABELA 5.3.2).

Os resultados provenientes dos dois métodos informam a mesma ordem de classificação para diversas espécies, por exemplo, *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze, *Ilex paraguariensis* A. St.-Hil., *Ocotea odorifera* (Vell.) Rohwer, *Nectandra grandiflora* Nees, *Ocotea porosa* (Nees & Mart.) Barroso, *Casearia decandra* Jacq. e *Cedrela fissilis* Vell., conforme o valor de importância (*VI*) e os escores fatoriais ponderados do primeiro fator (\hat{F}_p) (TABELA 5.3.2).

A classificação de duas ou mais espécies que se encontram dentro de um mesmo grupo com escore fatorial ponderado positivo ou negativo no primeiro fator (\hat{F}_p), serão norteadas pelos seus resultados, ou seja, quanto maior o valor desse escore, maior será o nível de importância da espécie na área das parcelas permanentes.

Visualiza-se que várias espécies possuem o mesmo resultado e a mesma ordem de classificação, quando se comparam os dois indicadores sintéticos de importância, ($IS\hat{F}_p$) e (*ISVI*), como, por exemplo, as últimas 19 espécies (TABELA 5.3.2). Isso mostra a formação de grupos com características comuns na área das parcelas permanentes.

TABELA 5.3.2. DESCRIÇÃO DAS ESPÉCIES PELOS RESULTADOS DE (VI) E (\hat{F}_p)

ESPÉCIES	\hat{F}_p	$IS\hat{F}_p$	VI(%)	ISVI
<i>Araucaria angustifolia</i> (Bertol.) Kuntze	4,11	1,00	35,22	1,00
<i>Ilex paraguariensis</i> A. St. -Hil.	2,35	0,62	16,32	0,46
<i>Ocotea odorifera</i> (Vell.) Rohwer	2,28	0,61	16,32	0,46
<i>Nectandra grandiflora</i> Nees	1,90	0,53	14,33	0,41
<i>Ocotea porosa</i> (Nees & Mart.) Barroso	1,57	0,45	14,18	0,40
<i>Casearia decandra</i> Jacq.	1,48	0,43	10,36	0,29
<i>Cedrela fissilis</i> Vell.	1,12	0,36	9,34	0,26
<i>Coussarea contracta</i> (Walp.) Müll.Arg.	1,07	0,35	7,42	0,25
<i>Ocotea puberula</i> (Rich.) Nees	1,06	0,34	8,98	0,23
<i>Nectandra megapotamica</i> (Spreng.) Mez	1,05	0,34	8,24	0,23
<i>Matayba elaeagnoide</i> Radlk.	0,98	0,33	8,27	0,21
<i>Syagrus romanzoffiana</i> (Cham.) Glassman	0,95	0,32	7,43	0,21
<i>Rapanea umbellata</i>	0,92	0,31	6,71	0,19
<i>Cinnamodendron dinisii</i>	0,74	0,27	6,07	0,17
<i>Casearia sylvestris</i> Sw.	0,69	0,26	5,33	0,16
<i>Ocotea diospyrifolia</i> (Meisn.) Mez	0,67	0,26	5,87	0,15
<i>Ilex theezans</i> Mart. ex Reissek	0,60	0,25	4,68	0,13
<i>Prunus brasiliensis</i> (Cham. & Schldl.) D.Dietr.	0,60	0,24	4,72	0,13
<i>Myrcia hebeptala</i> DC.	0,58	0,24	4,41	0,12
<i>Dalbergia brasiliensis</i> Vogel	0,55	0,23	4,40	0,12
<i>Campomanesia xanthocarpa</i> (Mart.) O.Berg	0,48	0,22	4,14	0,12
<i>Eugenia involucrata</i> DC.	0,48	0,22	3,86	0,11
<i>Myrciaria floribunda</i> (H.West ex Willd.) O.Berg.	0,43	0,21	3,71	0,10
<i>Psychotria vellosiana</i> Benth.	0,40	0,20	3,51	0,10
<i>Myrcia splendens</i> (Sw.) DC.	0,40	0,20	3,70	0,10
<i>Mosiera prismatica</i> (D. Legrand) Landrum	0,34	0,19	2,98	0,09
<i>Allophylus edulis</i> (A.St.-Hil. et al.) Hieron. ex Niederl.	0,34	0,19	3,16	0,09
<i>Sloanea monosperma</i> Vell.	0,29	0,18	3,19	0,09
<i>Clethra scabra</i> Pers.	0,27	0,17	3,24	0,08
<i>Jacaranda micrantha</i> Cham.	0,21	0,16	2,49	0,07
<i>Chrysophyllum gonocarpum</i> (Mart. & Eichler ex Miq.) Engl.	0,17	0,15	2,59	0,07
<i>Ocotea corymbosa</i> (Meisn.) Mez	0,16	0,15	2,22	0,07
<i>Machaerium stipitatum</i> Vogel	0,11	0,14	2,27	0,06
<i>Cupania vernalis</i> Cambess.	0,09	0,14	1,99	0,06
<i>Aeschrion crenata</i> Vell.	0,08	0,13	1,96	0,06
<i>Vernonanthura petiolaris</i> (DC.) H.Rob.	0,07	0,13	2,09	0,06
<i>Styrax leprosus</i> Hook. & Arn.	0,06	0,13	2,56	0,06
<i>Vernonanthura discolor</i> (Spreng.) H.Rob.	0,04	0,12	1,92	0,05
<i>Cinnamomum sellowianum</i> (Nees & Mart.) Kosterm.	0,03	0,12	2,31	0,05
<i>Ilex dumosa</i> Reissek	0,01	0,12	1,65	0,05
<i>Casearia obliqua</i> Spreng.	-0,03	0,11	2,27	0,05
<i>Sapium glandulatum</i> (Vell.) Pax	-0,06	0,10	1,89	0,05

Continua

Continuação

Espécies	\hat{F}_p	$IS\hat{F}_p$	VI(%)	ISVI
<i>Gordonia fruticosa</i> (Schrad.) H.Keng	-0,06	0,10	1,62	0,04
<i>Inga virescens</i> Benth.	-0,07	0,10	1,53	0,04
<i>Casearia lasiophylla</i> Eichler	-0,07	0,10	1,49	0,04
<i>Drimys brasiliensis</i> Miers	-0,07	0,10	1,62	0,04
<i>Zanthoxylum rhoifolium</i> Miers.	-0,10	0,10	1,42	0,04
<i>Diatenopteryx sorbifolia</i> Radlk.	-0,14	0,09	1,54	0,04
<i>Allophylus petiolulatus</i> Radlk.	-0,15	0,08	1,47	0,04
<i>Myrciaria cauliflora</i>	-0,15	0,08	1,32	0,04
<i>Cassia leptophylla</i> Vogel	-0,15	0,08	1,18	0,04
<i>Xylosma pseudosalzmanii</i>	-0,16	0,08	1,13	0,04
<i>Lafoensia pacari</i> A.St.-Hil.	-0,18	0,08	1,17	0,04
<i>Roupala brasiliensis</i> Klotzsch	-0,18	0,08	1,22	0,04
<i>Piptocarpha axillaris</i> (Less.) Baker	-0,19	0,08	1,06	0,03
<i>Schefflera morototoni</i> (Aubl.) Maguire et al.var.	-0,19	0,07	1,22	0,03
<i>Persea pyriformis</i> Nees & Mart.	-0,20	0,07	1,34	0,03
<i>Piptocarpha angustifolia</i> Dusén ex Malme	-0,22	0,07	1,32	0,03
<i>Parapiptadenia rigida</i> (Benth.) Brenan	-0,22	0,07	1,35	0,03
<i>Chrysophyllum marginatum</i> (Hook. & Arn.) Radlk.	-0,25	0,07	0,98	0,03
<i>Luhea divaricata</i> Mart. & Zucc.	-0,28	0,06	0,95	0,03
<i>Cabralea canjerana</i> (Vell.) Mart.	-0,28	0,06	0,86	0,03
<i>Lithraea molleoides</i> (Vell.) Engl.	-0,28	0,06	1,07	0,02
<i>Psidium</i> sp.	-0,29	0,06	0,89	0,02
<i>Myrsine ferruginea</i> (Ruiz & Pav.) Mez	-0,32	0,05	0,69	0,02
<i>Casearia</i> sp.	-0,38	0,05	0,53	0,02
<i>Picramnia parvifolia</i> Engl.	-0,38	0,03	0,50	0,01
<i>Aegiphyla sellowiana</i> Cham.	-0,38	0,03	0,50	0,01
<i>Eugenia uniflora</i> L.	-0,38	0,03	0,49	0,01
<i>Ocotea indecora</i> (Schott) Mez	-0,39	0,03	0,57	0,01
<i>Zanthoxylum kleinii</i> (R.S.Cowan) P.G.Waterman	-0,40	0,03	0,57	0,01
<i>Cinnamomum sellowianum</i> (Nees & Mart.) Kosterm.	-0,40	0,03	0,49	0,01
<i>Myrcia lajeana</i> D. Legrand	-0,41	0,03	0,45	0,01
<i>Quillaja brasiliensis</i> (A.St.-Hil. & Tul.) Mart.	-0,41	0,03	0,53	0,01
<i>Solanum mauritianum</i>	-0,41	0,03	0,45	0,01
<i>Maytenus ilicifolia</i> Mart. ex Reissek	-0,41	0,03	0,42	0,01
<i>Cryptocarya aschersoniana</i>	-0,44	0,03	0,40	0,01
<i>Albizia edwallii</i> (Hoehne) Barneby & J.W.Grimes	-0,44	0,02	0,36	0,01
<i>Sebastiania commersoniana</i> (Baill.) L.B.Sm. & Downs	-0,44	0,02	0,43	0,01
<i>Rudgea jasminoides</i> (Cham.) Müll.Arg.	-0,44	0,02	0,36	0,01
<i>Banara tomentosa</i> Clos	-0,44	0,02	0,35	0,01
<i>Myrcia guianensis</i> (Aubl.) DC.	-0,44	0,02	0,34	0,01
<i>Maytenus grandiflora</i> Reissek	-0,44	0,02	0,33	0,01
<i>Eugenia pluriflora</i> DC.	-0,44	0,02	0,33	0,01
<i>Ilex brevicuspis</i> Reissek	-0,47	0,02	0,29	0,01

Continua

Continuação

Espécies	\hat{F}_p	$IS\hat{F}_p$	VI(%)	ISVI
<i>Lamanonia ternata</i> Vell	-0,47	0,01	0,28	0,01
<i>Rapanea coriacea</i>	-0,47	0,01	0,25	0,01
<i>Rollinia sylvatica</i> (A.St.-Hil.) Mart.	-0,47	0,01	0,25	0,00
<i>Citrus</i> sp.	-0,47	0,01	0,25	0,00
<i>Mimosa scabrella</i> Benth.	-0,48	0,01	0,38	0,00
<i>Solanum pseudoquina</i> A.St.-Hil.	-0,50	0,01	0,17	0,00
<i>Vitex megapotamica</i> (Spreng.) Moldenke	-0,50	0,01	0,17	0,00
Rubiaceae	-0,50	0,01	0,17	0,00
<i>Cinnamomum glaziovii</i> (Nees & Mart.) Kosterm.	-0,50	0,01	0,17	0,00
<i>Randia armata</i> (Sw.) DC.	-0,50	0,01	0,17	0,00
<i>Ficus enormis</i> Mart. ex Miq.	-0,50	0,01	0,17	0,00
<i>Strychnos brasiliensis</i> Mart.	-0,51	0,01	0,16	0,00
<i>Ormosia arborea</i> (Vell.) Harms	-0,51	0,01	0,17	0,00
<i>Actinostemon concolor</i> (Spreng.) Müll.Arg.	-0,51	0,01	0,16	0,00
<i>Symplocos tetrandra</i> Mart.	-0,53	0,00	0,09	0,00
<i>Trichilia clausenii</i> C.DC.	-0,53	0,00	0,09	0,00
<i>Solanum granulosoleprosum</i>	-0,54	0,00	0,09	0,00
N.I. Morta	-0,54	0,00	0,09	0,00
<i>Eugenia pyriformis</i> Cambess.	-0,54	0,00	0,09	0,00
<i>Erythroxylum deciduum</i> A. St.-Hil.	-0,54	0,00	0,09	0,00
<i>Symplocos uniflora</i> (Pohl) Benth.	-0,54	0,00	0,09	0,00
<i>Ruprechtia laxiflora</i> Meisn.	-0,54	0,00	0,08	0,00
<i>Ficus guaranitica</i> Chodat	-0,54	0,00	0,08	0,00
<i>Casearia gossypiosperma</i> Briq.	-0,54	0,00	0,08	0,00
<i>Campomanesia guazumifolia</i> (Cambess.) O.Berg	-0,54	0,00	0,08	0,00
<i>Weinmannia paullinifolia</i> Pohl ex Ser.	-0,54	0,00	0,08	0,00
<i>Symplocos tenuifolia</i> Brand	-0,54	0,00	0,08	0,00
<i>Rollinia rugulosa</i> Schltld.	-0,54	0,00	0,08	0,00
<i>Myrcianthes cisplatensis</i> (Cambess.) O.Berg	-0,54	0,00	0,08	0,00
<i>Myrceugenia miersiana</i> (Gardner) D.Legrand & Kausel	-0,54	0,00	0,08	0,00
<i>Mollinedia elegans</i> Tul.	-0,54	0,00	0,08	0,00
<i>Lonchocarpus</i> sp.	-0,54	0,00	0,08	0,00
<i>Gomidesia affinis</i> (Cambess.) Legrand	-0,54	0,00	0,08	0,00

FONTE: O autor (2013)

A análise do mesmo conjunto de espécies, aponta para uma separação mais específica, quando a apuração dos resultados ocorre, por meio dos escores fatoriais ponderados do primeiro fator (\hat{F}_p) e do valor de importância (VI). As espécies desses grupos continuam as mesmas, ou seja, prevalecem as características comuns, no entanto o primeiro indicador é constituído por três grupos de espécies, enquanto o segundo têm dois (TABELA 5.3.2).

Existe uma correlação forte e positiva entre os resultados advindos do cálculo do valor de importância e do método da técnica da Análise Fatorial, (escores fatoriais do primeiro fator) verificado por meio do coeficiente de correlação linear de Pearson ($r = 0,971$) e de determinação ($R^2 = 94,3\%$).

A classificação por meio do método da Análise Fatorial é mais simples, em comparação como o valor de importância, pois é desenvolvido a partir de dados absolutos das variáveis densidade, dominância e frequência, enquanto o segundo, de variáveis relativas. Além disso, o primeiro processo é melhor do que o segundo, uma vez que envolve a análise da estrutura de correlação entre as variáveis e, não apenas a operação de adição de variáveis relativas.

A Figura 5.3.1 é constituída por dois grupos de espécies espacializadas por meio da classificação decrescente dos escores fatoriais ponderados do primeiro fator (\hat{F}_p) (GRUPO 1) e do valor de importância (VI) (GRUPO 2).

As espécies apresentam grande número de indivíduos no início das espacializações nos grupos 1 e 2 (FIGURA 5.3.1). Conforme se observa na sequência, esse número diminuí até o limite de um indivíduo na área das parcelas permanentes.

Visualiza-se uma equivalência no padrão da disposição dos indivíduos no transcorrer da classificação entre esses dois grupos, no entanto algumas trocas na ordem das posições ocorrem, porém isso não é condição suficiente de rejeição do novo processo metodológico desenvolvido e sim uma conjectura a ser investigada. A espécie *Ocotea puberula* (Rich.) Nees, 9º lugar no grupo 1, e 8º no grupo 2, é um exemplo desse caso, envolvendo troca de posições. Observa-se que a diferença na ordem de classificação é mínima, ou seja, apenas uma posição.

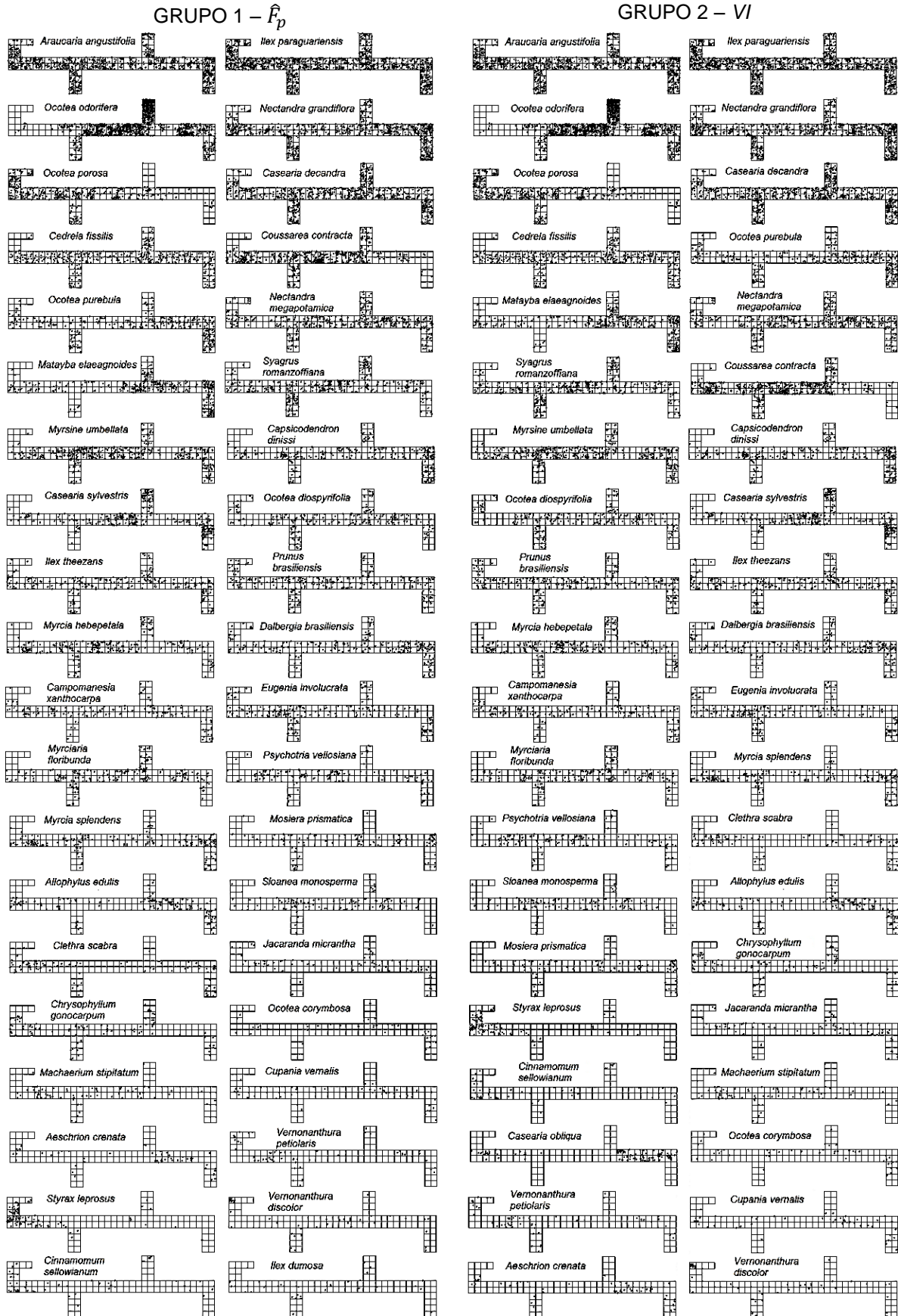


FIGURA 5.3.1. ANÁLISE COMPARATIVA DOS MÉTODOS (\hat{F}_p) E (VI)

Continua

Continuação

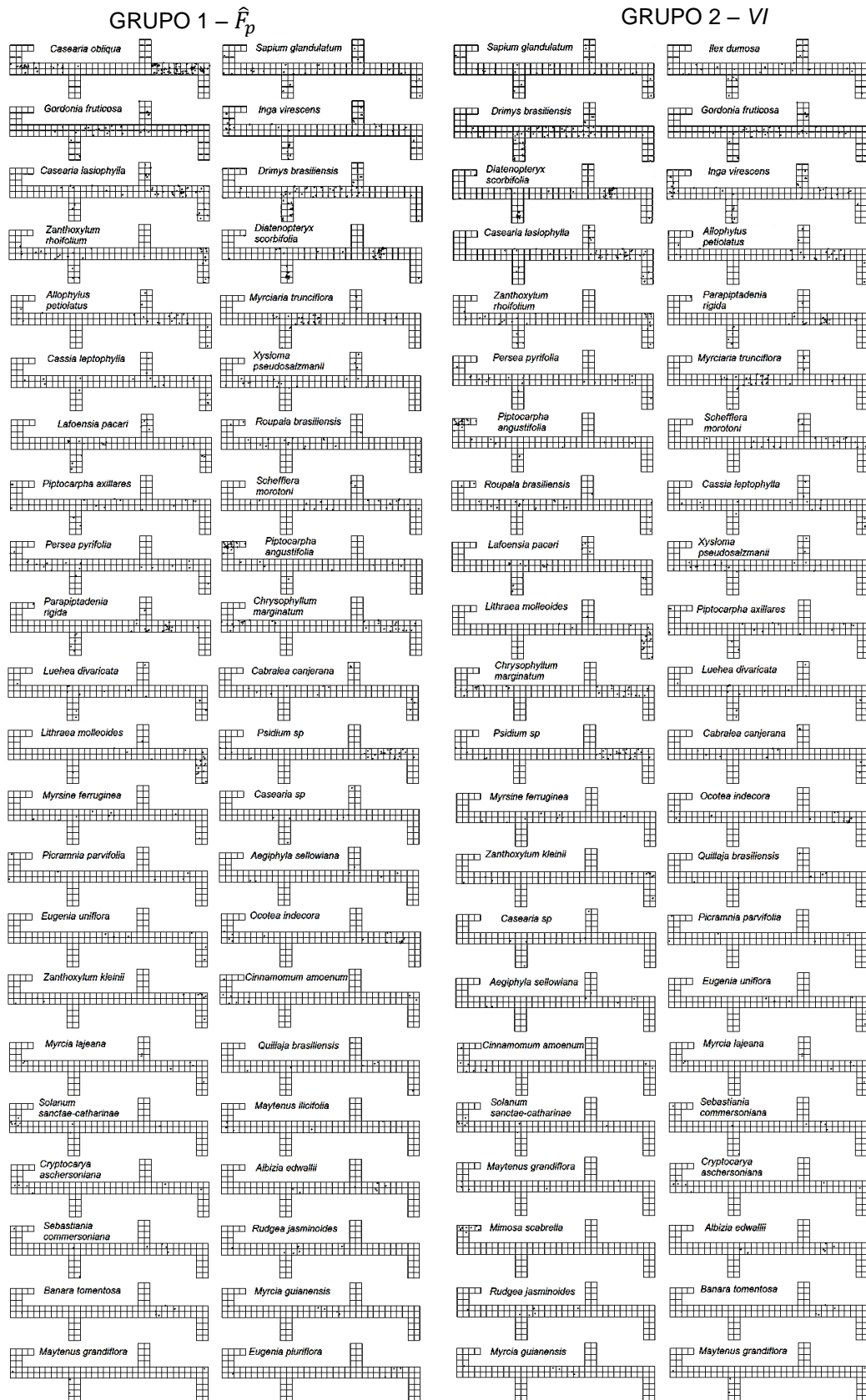


FIGURA 5.3.1. ANÁLISE COMPARATIVA DOS MÉTODOS (\hat{F}_p) E (VI)

Continua

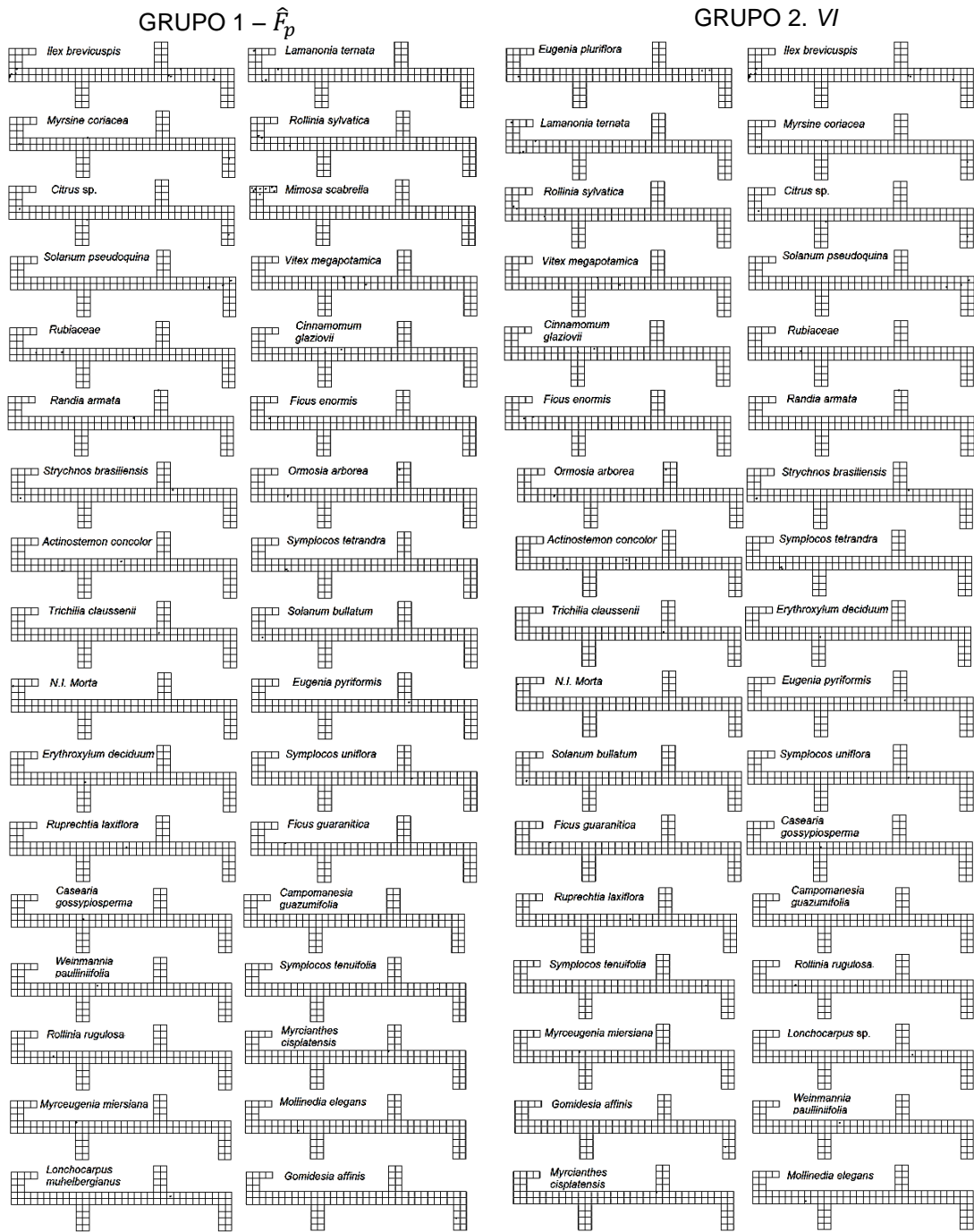


FIGURA 5.3.1. ANÁLISE COMPARATIVA DOS MÉTODOS (\hat{F}_p) E (VI)
 FONTE: O autor (2013).

A Figura 5.3.1 mostra que, entre as distribuições das espécies, há um conjunto composto de quarenta e quatro que fazem parte dos dois grupos, sendo que dessas, 28 seguem a mesma ordem decrescente de classificação (TABELA 5.3.2).

As espécies são classificadas de acordo com o valor de importância na área das parcelas permanentes pelos dois métodos. Os dois métodos classificam as

espécies na categoria valor de importância na área das parcelas permanentes: a primeira utiliza a descrição da estrutura de covariâncias entre as três variáveis absolutas em termos de apenas uma variável não observada, representada pelo primeiro Fator, e a segunda pela soma das três variáveis relativas.

5.4 CONCLUSÕES

O novo procedimento metodológico da Análise Fatorial pode ser utilizado como um instrumento de classificação do *nível de importância* das espécies em Florestas nativas;

Os coeficientes de correlação de Pearson e determinação indicaram a existência de uma forte correlação positiva entre as duas técnicas, bem como elevada percentagem de variabilidade compartilhada;

Os resultados advindos do *valor de importância* (*VI*) e dos escores fatoriais ponderados do primeiro fator (\hat{F}_p) se equivalem na classificação das espécies e, portanto, existe correspondência no padrão de disposição dos indivíduos na área das parcelas permanentes;

Os resultados do cálculo do valor de importância e dos escores fatoriais ponderados do primeiro fator, mostra por meio da espacialização ordenada das espécies, que existe um padrão na disposição dos indivíduos, ou seja, inicia-se com grande aglomeração em toda a área e depois diminui gradualmente até ao limite de um indivíduo na área das parcelas permanentes;

A classificação do *nível de importância* das espécies na área das parcelas permanentes pode ser encontrada, tanto pelo método do *valor de importância*, quanto pela aplicação da Análise Fatorial;

O processo de cálculo do *valor de importância*, por meio da Análise Fatorial é mais eficaz, porque utiliza a descrição da estrutura de covariâncias das variáveis absolutas em termos de apenas uma variável não observada, representada pelo primeiro fator;

Os resultados mostraram que a aplicação da Análise Fatorial determinará resultados equivalentes e consistentes aos encontrados através do método do valor

de importância, porém sem a necessidade da transformação dos dados absolutos, sob a forma relativa das variáveis mensuradas.

REFERÊNCIAS

ALVES, P. P. **Índices Sintéticos para caracterização dos municípios paulistas na perspectiva da cana-de-açúcar – 2005 a 2009**. 205 f. Dissertação (Estudos Populacionais e Pesquisas Sociais) – Escola Nacional de Ciências Estatísticas, Rio de Janeiro, 2009.

ANDERSON, T. W. **An introduction to multivariate statistical analysis**. 2. ed. New York: John Wiley, 1984. 675 p.

BARBETTA, P. A. **Estatística aplicada às Ciências Sociais**. 6. ed. Florianópolis: Ed. da UFSC, 2006. 315 p.

BRAUN-BLANQUET, J. B. **Fitosociologia: bases para el estudio de las comunidades vegetales**. Madrid: H. Blume Ediciones, 1979. 829 p.

CARPANEZZI, A. A.; PAGANO, S. N.; BAGGIO, A. J. Banco de Sementes de Bracatinga em Povoamentos do Sistema Agroflorestal Tradicional de Cultivo. **Boletim de Pesquisa Florestal**, Colombo, v. 35, p. 3-19, 1997.

CURTIS, J. T.; MCINTOSH, R. P. An upland forest continuum in the prairie-forest border region of Wisconsin. **Ecology**, Washington, v. 32, p. 476-496, 1951.

DICK, J.; MAES, J.; SMITH, R. I.; PARACCHINI, M. L.; ZULIAN, G. Cross-scale analysis of ecosystem services identified and assessed at local and European level. **Ecological Indicators**, v. 38, p. 20-30, 2014.

DISPERATI, A. A. **Mapeamento florestal da Floresta Nacional de Irati – PR**. Curitiba: FUPEF, 18 p. + 1 mapa, 1986.

DISPERATI, A. A. **Biodiversidade e sustentabilidade da Floresta Ombrófila Mista na FLONA de Irati, PR**. Irati: UNICENTRO, 2000. 76p. (Relatório final do projeto do CNPq: Fomento à Pesquisa/ Apoio a Projeto de Pesquisa/Edital CNPq-01/2000-Faixa B).

FIGUEIREDO FILHO, A.; DIAS, A. N.; STEPKA, T. F.; SAWCZUK, A. R. Crescimento, Mortalidade, Ingresso e Distribuição diamétrica em Floresta Ombrófila Mista. **Floresta**, Curitiba, PR, v. 40, n. 4, p. 763-776, out./dez. 2010.

FINOL, H. Nuevos parametros a considerarse en el analisis estructural de las selvas virgenes tropicales. **Revista Florestal Venezolana**, Mérida, v. 14, n. 21, p. 29-42, 1971.

FÖRSTER, M. Strukturanalyse aines tropischen Regenwalds in Kolumbien. **Allg. Forst.-u. J.-Stg.**, Wien, v. 144, n. 1, p. 1-8, 1973.

HAIR JUNIOR, J. F.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L.; BLACK, W. C. **Análise multivariada de dados**. 5. ed. Porto Alegre: Bookman, 2005. 593 p.

HARRIS, L. D. **The fragmented forest**. Chicago: The University of Chicago Press, 1984. 211 p.

HOSOKAWA, R. T.; MOURA, J. B.; CUNHA, U. S. **Introdução ao Manejo e Economia de Florestas**. Curitiba: UFPR, 1988. 164 p.

JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. **Applied multivariate statistical analysis**. 4.ed. Prentice Hall, New Jersey.1998. 816 p.

LAMPRECHT, H., Ensayo sobre unos metodos para el analisis estructural de los bosques tropicales. **Acta Científica Venezolana**, Mérida, v. 13, n. 2, p. 57-65, 1962.

LAURANCE, W. F.; BIERREGARD, R. O Jr. **Tropical forest remnants: ecology, management, and conservation of fragmented communities**. Chicago: The University of Chicago Press, 1997. 615 p.

LATTIN, J. M.; CARROLL, D. J.; GREEN, P. E. **Análise de dados Multivariados**. São Paulo: Cengage Learning, 2011. 455 p.

LONGHI, S. J.; ARAUJO, M. M.; KELLING, M. B.; HOPE, J. M.; MÜLLER, I.; BORSOI, G. A. Aspectos Fitossociológicos de Fragmento de Floresta Estacional Decidual, Santa Maria, RS. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 10, n. 2, p. 59-74, 2000.

MANLY, B. F. J. **Multivariate statistical methods**: a primer. London: Chapman and Hall, 1986. 229 p.

MELO, A. S.; HEPP, L. U. Ferramentas estatísticas para análises de dados provenientes de biomonitoramento. **Oecologia Brasiliensis**, Rio de Janeiro, v. 12, n. 3, p. 463-468, 2008.

MEYER, H.A. Structure, growth, and drain in balanced uneven-aged forests. **Journal of Forestry**, Washington, v. 50, n. 2, p. 85-92, 1952.

MINEO, J. R.; SILVA, D. A de. O., SOPELETE, M. C.; LEAL, G. S.; VIDIGAL, L. H. G.; TÁPIA, L. E. R.; BACCHIN, M. I. **Pesquisa na área biomédica: do planejamento à publicação**. Uberlândia, MG: EDUFU, 2005. 273 p.

MINGOTI, S. A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma abordagem aplicada**. Belo Horizonte: Universidade Federal de Minas Gerais, 2005. 297 p.

MORRISON, D. F. **Multivariate statistical methods**. 2. ed. New York: McGraw-Hill, 1976. 307 p.

MOTTA, V. T. **Bioestatística**. 2. ed. Caxias do Sul, RS: Educs, 2006. 190 p.

OLIVEIRA FILHO, P. C de.; INOUE, M. T.; DISPERATI, A. A.; PESCK, V. A. Uso do geoprocessamento no estudo da dinâmica e fitossociologia da floresta com araucária. **Ciência e Natura**, Santa Maria, v. 30, n. 1, p. 87-97, 2008.

PIELOU, E. C. **Ecological Diversity**. New York: Wiley, 1975. 164 p.

POTTKER, G. S. **Distribuição Espacial de Espécies da Floresta Ombrófila Mista na Flona de Irati, Paraná**. 96 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade do Centro-Oeste, Irati, PR. 2012.

POTTKER, G. S.; FIGUEIREDO FILHO, A.; ROIK, M.; MIRANDA, R.O.V de. Efeitos do Tamanho da Parcela na obtenção de estimativas Fitossociológicas em uma Floresta Ombrófila Mista. I Congresso de Ciência e Tecnologia da UTFPR, 2011, Dois Vizinhos. **Anais...** Dois Vizinhos: UTFPR, 2011.

RODE, R.; FIGUEIREDO FILHO, A.; MACHADO, S. A.; GALVÃO, F. Análise do Padrão Espacial de Espécies e de Grupos Florísticos Estabelecidos em um Povoamento de *Araucaria angustifolia* e em uma Floresta Ombrófila Mista no Centro-Sul do Paraná. **Floresta**, Curitiba, v. 40, n. 2, p. 255-268, 2010.

SAWCZUK, A. R. **Florística e Estrutura Horizontal no Período 2002-2008 de um Fragmento de Floresta Ombrófila Mista no Centro-Sul do Estado do Paraná**. 139 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade do Centro-Oeste, Irtati, PR. 2009.

SALOMÃO, R. P.; SANTANA, A. C.; COSTA NETO, S. V. Construção de Índices de Valor de Importância de Espécies para Análise Fitossociológica de Floresta Ombrófila através de Análise Multivariada. **Floresta**, Curitiba, v. 42, n. 1, p. 115-128, 2012.

SANQUETTA, C. R.; FERNANDES, L de. A. V.; MIRANDA, D. L. C de.; MOGNON, F. Inventário de Plantas Fornecedoras de Produtos não Madeireiros da Floresta Ombrófila Mista no Estado do Paraná. **Scientia Agraria**, Curitiba, v. 11, n. 5, p. 359-369, 2010.

SOUTO, M. C da. S. **Coeficiente de Incidência da Dengue e sua relação com os diferenciais intra-urbanos segundo condições de vida no município de Natal, Rio Grande do Norte**. 47 f. Dissertação (Desenvolvimento e Meio Ambiente). Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Natal, 2006.

VIANA, V. M. Biologia e manejo de fragmentos florestais. In: CONGRESSO FLORESTAL BRASILEIRO, 6, 1990, Campos do Jordão. **Anais...** Curitiba: Sociedade Brasileira de Silvicultura/Sociedade de Engenheiros Florestais, 1990. p. 113-118.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS E RECOMENDAÇÕES

A pesquisa mostra que o uso da técnica da Análise Fatorial com seleção de três fatores é apropriada para descrever o comportamento espacial na disposição dos indivíduos, porque apresenta informações condizentes com a realidade.

O trabalho indica que não é possível classificar as espécies, quanto ao comportamento na disposição dos seus indivíduos, quando esses são referenciados pelos resultados dos escores fatoriais de cada fator ou de cada variável relativa de densidade, dominância e frequência (CAPÍTULO 1).

A Análise Fatorial, com três fatores comuns, separa o conjunto de espécies em três subconjuntos, nos quais ocorrem a classificação quanto a formação de indivíduos com características comuns (CAPÍTULO 1) e classificação do comportamento espacial na disposição dos indivíduos (CAPÍTULO 2);

Os subconjuntos são constituídos por espécies que advêm do primeiro, segundo e terceiro fator, respectivamente, e que são caracterizados pela variação de agregação, uniformidade e soma da área basal das espécies na área do experimento (CAPÍTULO 1).

A classificação do comportamento espacial na disposição dos indivíduos dentro de cada subconjunto é orientada pelos resultados dos maiores escores fatoriais, sendo referenciadas pelo primeiro fator, quanto ao nível de agregação ou aleatoriedade, no segundo pelo nível de uniformidade, enquanto no último somente pelo nível na variação de agregação (CAPÍTULO 2).

A técnica da Análise Fatorial pode ser utilizada para desenvolver métodos compatíveis, consistentes e similares aos resultados do valor de cobertura e de importância para serem aplicados em espécies arbóreas (CAPÍTULOS 3 e 4).

Disparidades existem na relação entre os processos desenvolvidos pela técnica da Análise Fatorial e os métodos existentes, porém observa-se que a disposição dos indivíduos segue um padrão de disposição e isso ocorre devido à diferença na estrutura de classificação dos procedimentos (CAPÍTULO 3 e 4).

Os resultados advindos do valor de cobertura (VC) e de importância (VI) das espécies se equivalem aos métodos originados da Análise Fatorial, quanto a classificação das espécies, em correspondência ao padrão de disposição dos indivíduos na área das parcelas permanentes.

Os métodos desenvolvidos por meio da Análise Fatorial são mais eficazes, comparados as metodologias tradicionais porque utilizam a descrição da estrutura de covariâncias das variáveis absolutas em termos de um número menor de variáveis não observadas (Fatores comuns).

Sugere-se que para os próximos trabalhos sejam inseridas novas variáveis, como informações de solo, assim como a verificação dos resultados para o conjunto de espécies que fazem com que os dados possuam distribuição normal p-variada.

Resumo geral das expressões matemáticas

Capítulo 1 – Separação das espécies em subgrupos com características comuns.

$$F_1 = +1,5296 \times Z_{DA_{abs}} - 0,5564 \times Z_{DO_{abs}} - 0,4636 \times Z_{FQ_{abs}}$$

$$F_2 = -0,3640 \times Z_{DA_{abs}} - 0,0652 \times Z_{DO_{abs}} + 1,2027 \times Z_{FQ_{abs}}$$

$$F_3 = -0,4488 \times Z_{DA_{abs}} + 1,2710 \times Z_{DO_{abs}} - 0,0654 \times Z_{FQ_{abs}}$$

Capítulo 2 – Classificação do comportamento na disposição dos indivíduos das espécies arbóreas pela Análise Fatorial

$$F_1 = +1,5296 \times Z_{DA_{abs}} - 0,5564 \times Z_{DO_{abs}} - 0,4636 \times Z_{FQ_{abs}}$$

$$F_2 = -0,3640 \times Z_{DA_{abs}} - 0,0652 \times Z_{DO_{abs}} + 1,2027 \times Z_{FQ_{abs}}$$

$$F_3 = -0,4488 \times Z_{DA_{abs}} + 1,2710 \times Z_{DO_{abs}} - 0,0654 \times Z_{FQ_{abs}}$$

$$CEDI = F_1 \times 0,30 + F_2 \times 0,35 + F_3 \times 0,35$$

Capítulo 3 – Novo valor de cobertura desenvolvido por meio da Análise Fatorial para classificar espécies de Florestas Nativas

$$F_1 = 0,3754 \times Z_{DA_{abs}} + 0,8451 \times Z_{DO_{abs}} - 0,3745 \times Z_{FQ_{abs}}$$

$$F_2 = 0,2198 \times Z_{DA_{abs}} - 0,3787 \times Z_{DO_{abs}} + 0,9767 \times Z_{FQ_{abs}}$$

$$VPF = (1,48 \times F_1 + 1,28 \times F_2)/3$$

Capítulo 4 – Indicador do nível de importância das espécies nas Florestas Nativas por meio da Análise Fatorial

$$F_1 = 0,4269 \times Z_{DA_{abs}} + 0,3827 \times Z_{DO_{abs}} + 0,3658 \times Z_{FQ_{abs}}$$

$$\hat{F}_p = (F_1 \times 2,16)/3$$