

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA  
CENTRO DE CIÊNCIAS RURAIS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA FLORESTAL**

**GEOESTATÍSTICA APLICADA A  
CARACTERIZAÇÃO DA DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL  
DE ESPÉCIES ARBÓREAS EM FLORESTA  
OMBRÓFILA MISTA**

**DISSERTAÇÃO DE MESTRADO**

**Maria Daniele dos Santos Dutra**

**Santa Maria, RS, Brasil**

**2014**

**GEOESTATÍSTICA APLICADA A CARACTERIZAÇÃO DA  
DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DE ESPÉCIES ARBÓREAS EM  
FLORESTA OMBRÓFILA MISTA**

**Maria Daniele dos Santos Dutra**

Dissertação apresentada ao curso de Mestrado do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, Área de concentração em Silvicultura, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS) como requisito parcial para obtenção do grau de **Mestre em Engenharia Florestal**

**Orientador: Prof. Dr. Solon Jonas Longhi**

**Santa Maria, RS, Brasil**

**2014**

Ficha catalográfica elaborada através do Programa de Geração Automática da Biblioteca Central da UFSM, com os dados fornecidos pelo(a) autor(a).

Dutra, Maria Daniele dos Santos  
Geoestatística aplicada a caracterização da distribuição espacial de espécies arbóreas em Floresta Ombrófila Mista.  
/ Maria Daniele dos Santos Dutra.-2014.  
92 p.; 30cm

Orientador: Solon Jonas Longhi  
Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Santa Maria, Centro de Ciências Rurais, Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, RS, 2014

1. Variabilidade Espacial 2. Krigagem 3. Inventário Florestal Contínuo do Rio Grande do Sul I. Longhi, Solon Jonas II. Título.

---

©2014

Todos os direitos autorais reservados a Maria Daniele dos Santos Dutra. A reprodução de partes ou do todo deste trabalho só poderá ser feita com autorização por do autor.

Endereço eletrônico: daniksd@hotmail.com

---

**Universidade Federal de Santa Maria  
Centro de Ciências Rurais  
Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal**

A Comissão Examinadora, abaixo assinada  
aprova a Dissertação de Mestrado

**GEOESTATÍSTICA APLICADA A CARACTERIZAÇÃO DA  
DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DE ESPÉCIES ARBÓREAS EM  
FLORESTA OMBRÓFILA MISTA**

Elaborada por  
**Maria Daniele dos Santos Dutra**

Como requisito parcial para obtenção do grau de  
**Mestre em Engenharia Florestal**

**COMISSÃO EXAMINADORA:**

---

**Solon Jonas Longhi, Dr.**  
(Presidente/Orientador)

---

**Elódio Sebem, Dr. (UFSM)**

---

**Luciano Farinha Watzlawick, Dr. (UNICENTRO)**

Santa Maria, 21 de fevereiro de 2014.

## RESUMO

Dissertação de Mestrado  
Programa de Pós – graduação em Engenharia Florestal  
Universidade Federal de Santa Maria

### **GEOESTATÍSTICA APLICADA A CARACTERIZAÇÃO DA DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DE ESPÉCIES ARBÓREAS EM FLORESTA OMBRÓFILA MISTA**

Autora: Maria Daniele dos Santos Dutra  
Orientador: Solon Jonas Longhi  
Data e Local da Defesa: Santa Maria, 21 fevereiro de 2014.

Este trabalho teve como objetivo aplicar análise geoestatística para verificar a existência de dependência espacial na distribuição de espécies arbóreas, e de variáveis relacionadas, nas parcelas instaladas na Floresta Nacional de São Francisco de Paula, RS, na ocasião da realização do Inventário Florestal Contínuo do Rio Grande do Sul, no ano de 2000. Para este trabalho, foram selecionadas as parcelas 1537, 1538, 1539 e 1540. Para análise da existência de dependência espacial das espécies arbóreas e variáveis relacionadas, foram realizados “ajuste à sentimento” de semivariogramas, obtendo-se os parâmetros efeito pepita ( $C_0$ ), patamar ( $C_0 + C$ ), alcance(a), coeficiente de determinação ( $R^2$ ), Grau de dependência espacial ( $C/C_0 + C$ ) e soma dos quadrados dos resíduos (SQR). Para verificar a qualidade dos ajustes foi utilizada a validação cruzada. O programa geoestatístico GS+, foi utilizado para seleção dos modelos, descrição da dependência espacial e realização da interpolação por krigagem ordinária pontual das espécies arbóreas e demais variáveis. Os resultados obtidos apresentaram grau de dependência espacial forte para espécie *Podocarpus lambertii* Klotzsch ex Endl (1538); *Vernonia discolor* (Spreng.) Less (parcela 1538); *Cryptocarya aschersoniana* Mez (1539); *Matayba elaeagnoides* Radlk (parcela 1539); índice de Shannon – Weaner; e moderada para a *Myrciaria floribunda* (West ex Willd.) (1537); Número de indivíduos da parcela 1540 (parcela 1540). As demais variáveis apresentaram ausência de variância estruturada, indicando que as variáveis apresentam uma distribuição totalmente aleatória, não sendo possível obter superfícies interpoladas por krigagem. Este acontecimento provavelmente está vinculado a quebra de dependência espacial, resultante do processo de descaracterização da formação florestal original, em consequência do histórico de exploração da floresta.

**Palavras-chave:** Variabilidade Espacial. Krigagem. Inventário Florestal Contínuo do Rio Grande do Sul.

## ABSTRACT

Master's Thesis  
Masters degree Forest Engineering Program  
Federal University of Santa Maria

### **GEOSTATISTICS APPLIED TO THE CHARACTERIZATION OF SPATIAL DISTRIBUTION OF ARBOREAL SPECIES IN MIXED OMBROPHILOUS FOREST**

Author: Maria Daniele dos Santos Dutra  
Advisor: Solon Jonas Longhi  
Date and Place of Defense: Santa Maria, 21 of February 2014.

This work aimed to apply geostatistical analysis to verify the existence of spatial dependence in the distribution of arboreal species, and variables related on parcels installed in the National Forest of São Francisco de Paula, RS, in the Rio Grande do Sul Continuous Forest Inventory, in 2000. For this research, the plots 1537, 1538, 1539 and 1540 were select. To analyze the existence of spatial dependence of arboreal species and related variables, the "adjustment to feeling" semivariograms were conducted, obtaining the parameters of nugget effect ( $C_0$ ), level ( $C_0 + C$ ), range ( $a$ ), coefficient of determination ( $R^2$ ), Degree of spatial dependence ( $C/C_0 + C$ ) and sum of squared residuals (SSR). To check the quality of the adjustments, the cross-validation has been used. The geostatistical software GS + was used to select the models, describe the spatial dependence and timely realization of ordinary kriging interpolation of arboreal species and other variables. The results showed an elevated degree of spatial dependence on the species *Podocarpus lambertii* Klotzsch ex Endl (1538); *Vernonia discolor* (Spreng.) Less (plot 1538); *Cryptocarya moschata* Nees (1539); *Matayba elaeagnoides* Radlk (plot 1539); Shannon index - Weaner; and moderate to *Myrciaria floribunda* (West ex Willd.) (1537); Number of individuals from the plot 1540 (plot 1540). The other variables had no structured variance, indicating that the variables have a fully random distribution and it is not possible to obtain surfaces interpolated by kriging. This event is probably bound to the spatial dependence break, resulting from the distortion of the original forest formation due to the history of forest exploitation process.

**Keywords:** Spatial variability. Kriging. Rio Grande do Sul Continuous Forest Inventory

## LISTAS DE TABELAS

TABELA 1 - Modelos de semivariogramas utilizados para avaliar a dependência espacial das espécies na FLONA de São Francisco de Paula, RS .....	43
TABELA 2 - Densidade e frequência das espécies amostradas na área da FLONA de São Francisco de Paula, RS .....	48
TABELA 3 - Estatística descritiva das variáveis da parcela 1537 da FLONA de São Francisco de Paula, RS .....	54
TABELA 4 - Estatística descritiva das variáveis da parcela 1538 da FLONA de São Francisco de Paula, RS .....	54
TABELA 5 - Estatística descritiva das variáveis da parcela 1539 da FLONA de São Francisco de Paula, RS .....	55
TABELA 6 - Estatística descritiva das variáveis da parcela 1540 da FLONA de São Francisco de Paula, RS .....	56
TABELA 7 - Parâmetros variográficos das variáveis da parcela 1537 na FLONA de São Francisco de Paula, RS .....	57
TABELA 8 - Parâmetros variográficos das variáveis da parcela 1538 na FLONA de São Francisco de Paula, RS .....	66
TABELA 9 - Parâmetros variográficos das variáveis da parcela 1539 na FLONA de São Francisco de Paula, RS .....	72
TABELA 10 - Parâmetros variográficos das variáveis da parcela 1540 na FLONA de São Francisco de Paula, RS .....	79

## LISTAS DE FIGURAS

Figura 1 -	Localização da Floresta Nacional de São Francisco de Paula, adaptado de Avila (2010) .....	37
Figura 2 -	Distribuição das parcelas na FLONA de São Francisco de Paula, RS, adaptado de Teixeira (2005).....	40
Figura 3 -	Desenho esquemático da unidade amostral com a distribuição das subparcelas instaladas na FLONA de São Francisco de Paula, adaptado de Sebem (2000) .....	41
Figura 4 -	Semivariograma para o número de indivíduos de <i>Podocarpus lambertii</i> Klotzsch.....	60
Figura 5 -	Validação cruzada para o número de indivíduos de <i>Podocarpus lambertii</i> Klotzsch.....	60
Figura 6 -	Mapa de isovalores para o número de indivíduos da espécie <i>Podocarpus lambertii</i> Klotzsch.....	61
Figura 7 -	Semivariograma para o número de indivíduos da espécie <i>Myrciaria floribunda</i> (West ex Willd) O. Berg.....	62
Figura 8 -	Validação Cruzada para o número de indivíduos de <i>Myrciaria floribunda</i> (West ex Willd) O. Berg .....	63
Figura 9 -	Mapa de isovalores para o número de indivíduos da espécie <i>Myrciaria floribunda</i> (West ex Willd) O. Berg.....	63
Figura 10 -	Semivariograma do número de indivíduos da espécie <i>Vernonia discolor</i> (Spreng.) Less.....	65
Figura 11 -	Validação Cruzada para o número de indivíduos da espécie <i>Vernonia discolor</i> (Spreng.) Less. ....	65
Figura 12 -	Mapa de isovalores para o número de indivíduos da espécie <i>Vernonia discolor</i> (Spreng.) Less. ....	67
Figura 13 -	Semivariograma do número de indivíduos da espécie <i>Matayba elaeagnoides</i> Radlk. ....	68
Figura 14 -	Validação Cruzada para o número de indivíduos da espécie <i>Matayba elaeagnoides</i> Radlk. ....	68
Figura 15 -	Mapa de isovalores para o número de indivíduos da espécie <i>Matayba elaeagnoides</i> Radlk. ....	69
Figura 16 -	Semivariograma do número de indivíduos da espécie <i>Cryptocarya aschersoniana</i> Mez .....	70
Figura 17 -	Validação Cruzada para o número de indivíduos da espécie <i>Cryptocarya aschersoniana</i> Mez .....	70
Figura 18 -	Mapa de isovalores para de indivíduos da espécie <i>Cryptocarya aschersoniana</i> Mez .....	71



Figura 19 - Semivariograma do número de indivíduos por unidade amostral da parcela 1540 .....	73
Figura 20 - Validação Cruzada para o número de indivíduos por unidade amostral da parcela 1540 .....	74
Figura 21 - Mapa de isovalores para o número de indivíduos por unidade amostral da parcela 1540 .....	75
Figura 22 - Semivariograma da diversidade máxima de espécies amostradas $\ln(S)$ na parcela 1540 .....	75
Figura 23 - Validação Cruzada da diversidade máxima de espécies amostradas na parcela 1540 .....	76
Figura 24 - Mapa de isovalores para a diversidade máxima de espécies amostradas $\ln(S)$ na parcela 1540.....	76
Figura 25 - Semivariograma para o índice de Shannon – Weaner ( $H'$ ).....	77
Figura 26 - Validação Cruzada para o Índice de Shannon – Weaner ( $H'$ ) .....	78
Figura 27 - Mapa de isovalores para o Índice de Shannon - Weaner .....	78

## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO</b> .....	11
<b>1.1 Objetivo Geral</b> .....	13
<b>1.2 Objetivos Específicos</b> .....	13
<b>2 REVISÃO DE LITERATURA</b> .....	14
<b>2.1 Geoestatística e a teoria das variáveis regionalizadas</b> .....	14
2.1.1 Características das Variáveis Regionalizada .....	16
2.1.2 Estimadores Geoestatísticos .....	17
2.1.3 Semivariograma .....	18
2.1.4 Modelos Teóricos de Semivariograma .....	21
2.1.5 Covariograma .....	22
2.1.6 Correlograma .....	23
2.1.7 Método de estimativa espacial – Krigagem .....	23
2.1.8 Uso da Geoestatística na avaliação da variabilidade de distribuição espacial .....	24
2.1.9 Geoestatística e sua aplicabilidade .....	26
<b>2.2 Floresta Ombrófila Mista</b> .....	29
<b>2.3 Floresta Nacional de São Francisco de Paula</b> .....	30
<b>2.4 Fitossociologia</b> .....	32
2.4.1 Parâmetros fitossociológicos .....	33
2.4.2 Densidade .....	33
2.4.3 Densidade absoluta .....	33
2.4.4 Densidade relativa .....	33
2.4.5 Frequência .....	34
2.4.6 Frequência absoluta .....	34
2.4.7 Frequência relativa .....	34
<b>2.5 Caracterização Florística</b> .....	35
<b>3 MATERIAL E MÉTODOS</b> .....	37
<b>3.1 Caracterização da área</b> .....	37
<b>3.2 Obtenção dos dados</b> .....	38
<b>3.3 Fitossociologia</b> .....	39
3.3.1 Estrutura horizontal .....	39
3.3.2 Diversidade Florística .....	41

<b>3.4 Análises dos dados</b> .....	43
3.4.1 Análise estatística descritiva.....	43
3.4.2 Procedimentos analíticos .....	43
<b>4 RESULTADOS E DISCUSSÃO</b> .....	45
<b>4.1 Caracterização florística</b> .....	45
4.1.2 Densidade e frequência.....	46
<b>4.2 Análise estatística descritiva e análise espacial</b> .....	51
<b>5 CONCLUSÕES</b> .....	80
<b>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS</b> .....	82

## 1 INTRODUÇÃO

O aumento significativo da demanda por produtos florestais exige cada vez mais o emprego de práticas de manejo para obter aumento da produção (BRANDELERO et al., 2007). Nos empreendimentos florestais, a busca pela eficiência no planejamento e na gestão florestal envolve práticas de condução dos povoamentos florestais que exigem o conhecimento das características das espécies e do local onde se desenvolvem (MARQUES, 2006).

Pesquisas tem demonstrado que estudar os componentes de um ecossistema florestal oportuniza o desenvolvimento das técnicas de conservação e preservação, seja silviculturais e/ou de manejo, visando sua operacionalidade e sustentabilidade (AMARAL, 2010). A busca por essas técnicas capazes de estimar de forma mais eficiente as características de uma área, são alvo de estudo não só da ciência do solo, mas também de outras áreas do conhecimento desde o início do século vinte (WOJCIECHOWKI, 2006)

Todavia, muito dos estudos que buscam caracterizar a floresta são realizados sem considerar a dependência espacial que existe entre as variáveis de um ecossistema, ou ainda, sem se preocupar com a sua representação no espaço (AMARAL, 2010). Os métodos tradicionais utilizados para descrever o desenvolvimento das florestas utilizam uma medida de tendência central, geralmente a média, além de uma medida de dispersão, como a variância, sem considerar as relações existentes entre as observações vizinhas (PELLISSARI, 2012). A análise estatística clássica e o estudo da variabilidade espacial das variáveis de interesse permitem compreender as leis que “regem” o comportamento das variáveis em um ecossistema (PIRES, 2002).

A união de técnicas estatísticas e geoestatísticas contribuem para uma silvicultura econômica e ecologicamente sustentável (WOJCIECHOWKI, 2006). Pois possibilita, diferentemente da estatística clássica, separar a variabilidade explicada, pela relação existente entre as amostras e a variabilidade casual, sua aplicação, pode diminuir o número de amostras necessárias, para descrever as características de um determinado local, reduzindo custos de levantamento e mantendo a precisão das estimativas realizadas (VIEIRA et al., 1983).

A busca por uma silvicultura de precisão representa uma nova forma de produção e administração das florestas devido haver a necessidade de acompanhamento e gerenciamento de volume significativo de dados e das informações necessárias que irão variar com o espaço e o tempo (BRANDELERO et al., 2007). Essa silvicultura de precisão representa um modelo

de gerenciamento fundamentado na coleta e análise de dados geoespaciais e no conhecimento da variabilidade espacial e temporal da produção e da produtividade das florestas (RIBEIRO, 2002). Uma vez que esta conta com o apoio de diversas tecnologias, como os sistemas de informações geográficas, sistemas de posicionamento global e o sensoriamento remoto (BRANDELERO et al., 2007) com destaque à geoestatística, que consiste em uma das principais ferramentas de análise da variabilidade espacial (GUEDES et al., 2008). Pois a interação entre fatores selecionados do ambiente permite ao silvicultor, alicerçado na análise dos dados georreferenciados relativos a estes fatores, distinguir e visualizar, conjuntamente, características distintas da floresta (BRANDELERO et al., 2007).

Contudo, estudos tem demonstrado que a aplicação de metodologia geoestatística na avaliação e mapeamento de populações de espécies vegetais são escassos (USHIZIMA et al., 2003). De acordo com Dormann (2007) mais de 80% das publicações na literatura ecológica não consideram a estrutura de dependência espacial no comportamento de seu respectivo dados, sendo as variáveis avaliadas apenas pela estatística clássica. Para Amaral et al., (2013) as pesquisas e os estudos sobre os diferentes tipos de formações vegetais não podem restringir-se apenas à estatística clássica, uma vez que não considera o componente espacial na variância dos dados, na normalidade e na dependência das relações das observações com as distâncias.

Todavia pesquisas vêm ratificando cada vez mais a importância de técnicas geoestatísticas em estudos ecológicos, empregando para isso informações de uma área amostrada para predizer determinada característica em toda a área de estudo Thompson (1992 apud MELLO, 2004, p. 23). Para Mello et al., (2006) uma análise criteriosa que vise conhecer o comportamento espacial das características dendrométricas e do meio físico é de fundamental importância na escolha de um método estatístico (clássico ou geoespacial) que otimize recurso sem perda de precisão no processo de estimativa.

Segundo Bognola (2007) o estudo geoespacial permite uma descrição quantitativa da variabilidade espacial e a estimativa não tendenciosa da variância mínima de valores em locais não amostrados. Acessar essa variabilidade faz da geoestatística uma eficiente ferramenta de suporte a decisão no manejo (BOLFE e GOMES, 2006). De acordo com Aquino (2013) a geoestatística pode atuar como uma alternativa ou complementação das análises estatísticas tradicionais, uma vez que esta ferramenta incorpora a dependência espacial.

Desta forma procurar estudar a distribuição espacial, através da estruturação de um banco de dados do meio físico, capaz de integrar as informações numéricas e espaciais, por

meio do conhecimento espacial e temporal dos fatores que afetem a estrutura da floresta, é de suma importância, pois será possível realizar intervenções precisas e assim o conhecer o máximo das potencialidades da floresta e aplicar o tratamento silvicultural e de manejo mais adequado. Para Neves (2013), atualmente, a geoestatística tem sido utilizada em análises florestais, que juntamente com a estatística clássica formaram uma dupla extraordinária, devido a inúmeras respostas dadas às mais variadas questões existente que, até então, eram ignoradas.

### **1.1 Objetivo geral**

O objetivo deste trabalho foi verificar a existência de dependência espacial para as espécies presentes em quatro unidades amostrais presentes na Floresta Nacional de São Francisco de Paula – RS, através de análises geoestatísticas.

### **1.2 Objetivos específicos**

Os objetivos específicos incluem:

- ✓ Caracterizar a variabilidade espacial em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista, na Floresta Nacional de São Francisco de Paula utilizando técnicas geoestatísticas;
- ✓ Constatar o grau de dependência espacial das espécies presentes nas unidades amostradas;
- ✓ Verificar se existe continuidade de dependência espacial das espécies presentes nas parcelas permanentes instaladas em 2000 para o Inventário Florestal Contínuo do Rio Grande do Sul;
- ✓ Avaliar a composição florística e a estrutura da vegetação através da análise de alguns parâmetros fitossociológicos.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

### 2.1 Geoestatística e a teoria das variáveis regionalizadas

A necessidade do desenvolvimento e da utilização de ferramentas estatísticas, capazes de caracterizar a estrutura de variabilidade espacial de um determinado fenômeno, motivou o surgimento da teoria das variáveis regionalizadas ou, simplesmente, Geoestatística (NOGUEIRA, 2013). De acordo com Couto et al., (1997) esta tem-se mostrado de grande utilidade para caracterizar e mapear a variação espacial das propriedades dos sistemas.

Segundo Landim (2003), as raízes da geoestatística estão na indústria de minérios, em meados da década de 50, durante pesquisas desenvolvidas para cálculo de reservas minerais, na África do sul por Daniel G. Krige e o estatístico H.S. Sichel para dados de mineração do ouro, concluiu-se que as variâncias dos dados possuíam uma estruturação que dependia da amostragem, e que as variâncias obtidas através da abordagem clássica de amostragem, não faziam sentido se não considerasse as distâncias entre as amostras. Baseado nessas observações Matheron (1963), desenvolveu a Teoria das Variáveis Regionalizadas. Definida por Guerra (1988 citado por ROSSONI, 2011) como variáveis cujos valores estão relacionados de algum modo, com a posição espacial que ocupam, ou seja, que variam de um lugar a outro com certa continuidade.

Esta variável atua num espaço geométrico em que foi definida e onde será estudada sua variação, apresentando localização; continuidade e anisotropia que estão ligadas ao fenômeno natural que elas representam (JOURNEL, 1988). Guerra (1988) afirma que as variáveis regionalizadas apresentam dupla característica: aleatoriedade, uma vez que seus valores numéricos observados podem variar, consideravelmente, de um ponto a outro no espaço e, espacialidade, pois estes valores não são inteiramente independentes, apresentando uma aparente continuidade espacial, na qual podem ser captados e modelados matematicamente por técnicas geoestatísticas.

De acordo com Ribeiro Júnior (1995) a geoestatística não é um tipo especial, diferente ou alternativo de estatística. A sua diferença está no fato de que cada observação é descrita não apenas pelo seu valor, mas também por informações de sua posição, expressa por um sistema de coordenadas (NOGUEIRA, 2013). Em que estimativas são efetuadas dentro de um contexto regido por um fenômeno natural com distribuição do espaço ou no tempo e, desse

modo, supõe que os valores das variáveis são correlacionadas (no espaço ou no tempo) (LANDIM, 2000). Para Landim (2003) estas variáveis tem um comportamento espacial mostrando características intermediárias entre as variáveis verdadeiramente aleatórias e aquelas determinísticas. De acordo com Correia (2013) atualmente o termo geoestatística estar consagrado com um tópico especial da estatística aplicada que trata de problemas referentes às variáveis regionalizadas, as quais têm um comportamento espacial mostrando características intermediárias entre as variáveis verdadeiramente aleatórias e aquelas determinísticas.

Segundo Mello (2004) a teoria das variáveis regionalizadas pressupõe que cada dado  $z(x_i)$  é modelado com uma variável aleatória que pode ser expressa pela soma de três componentes: um componente estrutural, associado a um valor médio constante ou a uma tendência constante; uma componente aleatória, espacialmente correlacionada; e um erro aleatório constante.

Se  $x$  representa uma posição em uma, duas ou três dimensões, então o valor da variável  $Z$  em  $x$  é dado por:

$$Z(x_i) = M(x) + \varepsilon'_x + \varepsilon_i$$

Onde  $M(x)$  é uma função determinística que descreve a componente estrutural  $Z$  em  $x$ ;  $\varepsilon'_x$  é um termo estocástico, que varia localmente e depende espacialmente de  $M(x)$ ; e  $\varepsilon_i$  é um ruído aleatório não correlacionado, com distribuição normal com média igual a zero e variância  $\sigma^2$ , atuando em um termo estocástico  $\varepsilon'_x$  (MELLO, 2004).

Para Vieira (1993) a geoestatística tem por objetivo identificar, na aparente desordem entre as amostras, uma medida da correção espacial entre os atributos, e estudar padrões de amostras adequadas e realizar estimativas de valores locais não amostrados com base em alguns valores conhecidos na população, técnica denominados por estudiosos como Krigagem. Para Silva et al., (2010) esta técnica trata-se de um método de interpolação da geoestatística, o qual usa dependência espacial expressa no variograma entre amostras vizinhas para estimar valores em qualquer posição dentro do campo, sem tendência e com variância mínima.

De acordo com Isaaks e Srivastava (1989), a geoestatística fundamenta-se na esperança de que, na média, as amostras próximas, no tempo e no espaço, sejam mais similares entre si do que as que estiverem distantes. Tratando-se de uma ferramenta de



análise espacial que possui como finalidade estimar valores não amostrados, utilizando modelos probabilísticos associado à localização espacial dos pontos amostrados possibilitando, desta forma, uma análise da variabilidade entre os valores observados (ALMEIDA et al., 2011). Obtendo variáveis cujo valores amostrados estão relacionados com a posição espacial que ocupam, assumindo valores distintos em diferentes lugares de observação, com certa independência de um lugar a outro (WOJCIECHOWSKI, 2006).

A geoestatística vem se desenvolvendo nas últimas décadas e apresenta-se como uma ferramenta confiável para a estimativa de dados para a grande maioria dos fenômenos naturais, uma vez que se distingue por capturar o padrão de continuidade dos dados geoposicionados (SILVA et al., 2001). Por possuir ferramentas muitas delas determinísticas e estatísticas possibilita entender e modelar as variabilidades espaciais (DEUTSCH e JOURNAL, 1998), comprovando que a geoestatística é de grande utilidade quando se pretende caracterizar e mapear a variação espacial das propriedades dos sistemas (COUTO et al., 1997).

De acordo Batista e Zimback (2010) a geoestatística efetivou-se no auxílio do melhor entendimento da variabilidade espacial de diversos parâmetros de interesse nas ciências agrárias, permitindo a interpretação de dados baseados na estrutura de sua variabilidade natural, considerando a dependência espacial no espaço estudado. Para Kanenge Junior et al., (2007) na floresta, a geoestatística considera que valores obtidos nas parcelas ou unidades amostrais estão associados à sua localização no espaço e, portanto, através do uso de interpoladores é possível realizar a estimativa das variáveis obtidas pela amostragem em locais não amostrados. E desta forma a torna uma ferramenta muito importante na silvicultura de precisão, para o balizamento das tomadas de decisões de como otimizar os recursos, diminuir os custos e manejar a floresta. De acordo com Correia (2013) as vantagens da geoestatística sobre as outras técnicas convencionais de predição são o estudo da variabilidade espacial, a suavização, o desagrupamento, a determinação da anisotrópica, a precisão e a incerteza. De acordo com Vieira (2000) são justamente nos problemas onde a estatística clássica tem limitações, que o uso da geoestatística tem suas maiores aplicações.

### 2.1.1 Características das Variáveis Regionalizadas

As variáveis regionalizadas são possuem as seguintes características (VICENTE, 2004).

- **Localização:** em que uma variável aleatória (V.A), definida por um valor, o qual está associado ao tamanho, orientação e forma, esta característica é denominada suporte geométrico, o qual pode não só se referir a volumes com também à áreas e linhas. Em suma, o autor afirma que a teoria das variáveis regionalizadas leva em consideração a geometria da distribuição espacial dos elementos amostrais, ao contrário da estatística clássica, na qual, a forma, o tamanho e a orientação não são considerados.
- **Anisotropia:** em alguns conjuntos de dados os valores dos dados são mais contínuos ao longo de certas direções do que em outras, sendo essa variação da continuidade espacial denominada de anisotropia (ISAACS e SRIVASTAVA, 1989).
- **Continuidade:** dependendo do fenômeno que está sendo estudado, a variação espacial de uma variável regionalizada poderá ser grande ou pequena.

### 2.1.2 Estimadores Geoestatísticos

A preocupação com técnicas e estimadores mais eficientes, que determinem as características de uma área, ou uma porção da superfície terrestre, são alvos de estudo de várias áreas do conhecimento (WOICIECHOWSKI et al., 2009). A complexidade inerente aos fatores ecológicos, o elevado número de dados e seus inter-relacionamentos, a complexidade dos sítios e de fatores ambientais, dentre outras características pertencentes às espécies florestais, tem impedido o sucesso de aplicação dos procedimentos de sumarização e classificação de dados (JOHNSON; WICHERN, 1998).

A aglomeração de métodos estatísticos presentes na geoestatística ajudam a descrever e analisar dados que incluem medidas simultâneas de muitas variáveis correlacionadas, explicando a complexidade de um sistema biológico (MINGOTI, 2005). Pois possuem grande utilidade na caracterização e mapeamento da variação espacial das propriedades dos sistemas (COUTO et al., 1997). As técnicas da geoestatística e da estatística clássica possibilitam o armazenamento, o tratamento, a sobreposição, a análise e a visualização, em conjunto, dessas informações espaciais, sob a forma de mapas digitais, permitindo tomadas de decisões rápidas, ágeis e com maior eficiência, minimizando custos, otimizando os recursos e as atividades produtivas (SOUZA et al., 2010).

Segundo Zimback (2001) alguns métodos estimadores geoestatísticos da autocorrelação espacial são usados como ferramentas de continuidade espacial:

semivariograma, o covariograma e o correlograma, essas ferramentas são utilizadas para investigar a magnitude da correlação entre as amostras e sua similaridade ou não com a distância.

### 2.1.3 Semivariograma

Segundo Correia (2013) o semivariogram é uma ferramenta geoestatística que permite verificar e modelar a dependência espacial de uma variável. Pois permite representar, quantitativamente, a variação de um fenômeno regionalizado no espaço (HUIJBREGTS, 1975). Segundo Salviano (1996) o semivariograma analisa o grau de dependência espacial entre as amostras dentro de um campo experimental, e defini parâmetros necessários para a estimativa de valores para locais não amostrados, através da técnica de krigagem. Zimback (2011) afirma ser possível investigar a magnitude da correlação entre as amostras e sua similaridade ou não com a distância.

Para Silva et al., (2001) as observações dos semivariogramas permitem identificar a existência ou não de direções diferenciadas na continuidade espacial do conjunto de dados amostrados. De acordo com Ribeiro Júnior (1995) é esperado que observações mais próximas geograficamente possuíssem comportamentos mais semelhantes ente si do que aquelas separadas por maiores distâncias. Para Mello (2004) o semivariograma vem a ser uma ferramenta geoestatística para diagnosticar a presença da correlação entre as unidades amostradas.

Para Amaral (2010), o semivariograma descreve matematicamente o relacionamento entre a variância de pares de observações (pontos) e a distância separando estas observações ( $h$ ). Em que o semivariograma depende da distância  $h$  entre  $x$  e  $x+h$  (VIEIRA, 2000). Segundo Mello (2004) este estimador geoestatístico (semivariograma) representa uma função de semivariância em relação às respectivas distâncias, esta (semivariância) por sua vez é definida como a metade de diferenças  $h$ , onde valores baixos indicam menor variabilidade (maior similaridade).

De acordo com Maciel (2012) o estimador de semivariância  $\hat{\gamma}(h)$  representado abaixo é igual a metade da média aritmética das diferenças entre pares de valores experimentais ao quadrado, em todas os pontos separados pela distância  $h$ . Nesse estimador,  $N(h)$  representa o número de pares separados por uma distância  $h$ ,  $Z(x)$  é o valor da variável observada no

ponto  $x$  e  $Z(x+h)$  é o valor da variável medida a uma distância  $h$  do ponto  $x$  (JOURNEL e HUIJBREGTS, 1978).

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [z(x_i) - z(x_i + h)]^2$$

Onde:  $\gamma(h)$  = é a semivariância estimada;

$N(h)$  = é o número de pares de valores medidos  $[Z(x_i) - Z(x_i+h)]$  separados por um vetor  $h$ .

De acordo com Vieira (2000), as características de um semivariograma ideal ocorrem quando a diferença  $[Z(x_i) - Z(x_i+h)]$  diminui à medida que o valor de  $h$  decresce. Quando a distância é nula ( $h = 0$ ), o valor da semivariância será zero ( $\gamma = 0$ ). Todavia, isso não ocorre, visto que à medida que a distância diminui o valor da semivariância tende a um valor positivo conhecido como efeito pepita (MACIEL, 2012).

Todavia, Vieira (2000) afirma que se  $\gamma(h)$  depende somente da distância e não da orientação, logo o variograma será denominado de isotrópico. Onde o valor de  $h$  (lag) representa a distância para comparação de observações a serem usadas como pares para o cálculo de semivariâncias  $[z(x_i + h) - z(x_i)]$ . Onde o valor de  $h$  pode ser uma distância exata, para amostras regularmente espaçadas, em uma direção definida, ou pode ser uma faixa com tolerâncias angular e de distância para qualquer direção, com amostras regularmente ou irregularmente espaçadas (ARANHA et al., 2009).

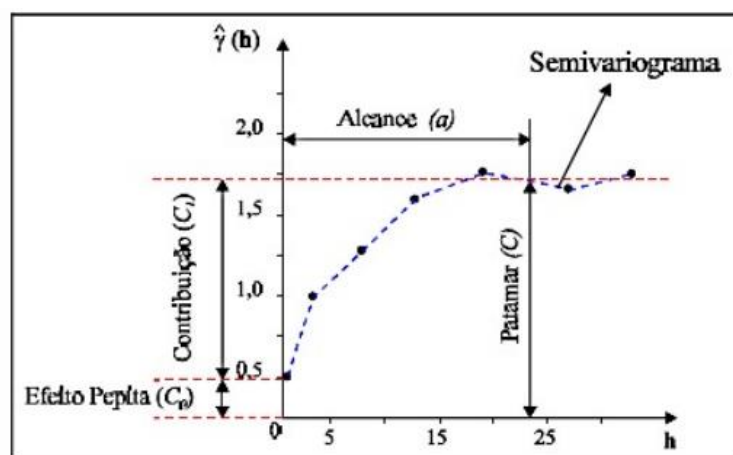
De acordo com Cressie (1993) os parâmetros do semivariograma que auxiliam na descrição da dependência espacial são o alcance, patamar, efeito pepita e contribuição.

Sendo:

- Alcance (a): representa a distância em metros em que as amostras apresentam-se correlacionadas espacialmente (WOJCIECHOWKI, 2006). Segundo Guerra (1988) corresponde ao conceito da zona de influência ou de dependência espacial de uma amostra, marcando a distância a partir da qual as amostras tornam-se independentes.
- Patamar (c): é o valor do semivariograma correspondente a seu alcance (AMARAL, 2010). Sendo uma estimativa da variância da população, desse ponto em diante,

considera-se que não existe mais dependência espacial entre as amostras, pois a variância da diferença entre pares de amostras torna-se invariante com a distância (CAMARGO, 2001).

- Efeito pepita ( $C_0$ ): representa a descontinuidade do semivariograma para escalas menores do que a menor distância entre as amostras (XAVIER, 2010). Parte desta descontinuidade pode ser também devida a erros de medição, contudo, é impossível quantificar se a maior contribuição provém dos erros de medição ou da variabilidade de pequena escala não captada pela amostragem Wojciechowki (2006).
- Contribuição ( $C_1$ ): é a diferença entre o Patamar ( $C$ ) e o Efeito Pepita ( $C_0$ ) (CAMARGO, 2001).



Fonte: Camargo (2001)

Os estimadores geoestatísticos podem ser classificados em três tipos: observado ou experimental (obtido a partir das amostras de campo), o verdadeiro (real, mas desconhecido) e o teórico (de referência, utilizado para o ajuste do modelo) (GUERRA, 1988)

O semivariograma experimental é ajustado à curva que proporciona a máxima correlação possível com os pontos plotados. Enquanto que o modelo ajustado é chamado de teórico (WOJCIECHOWKI, 2006). De acordo com Vieira (1995) é importante que o modelo de semivariograma ajustado represente a tendência das semivariâncias calculadas, de tal forma que as estimativas obtidas a partir da Krigagem sejam mais exatas e, portanto, mais confiáveis.

Zimback (2001) afirma que a sensibilidade dos semivariogramas, com a finalidade de detectar a variabilidade espacial das amostras, está diretamente ligada ao melhor ajuste dos dados experimentais ao modelo teórico do variograma. Logo, dentre as ferramentas geoestatísticas o ponto central é o semivariograma, uma vez que este descreve variações quantitativas e interpola nos pontos não amostrados (McBRATNEY e WEBSTER, 1986). Desta forma, é importante escolher o modelo apropriado para a estimação do semivariograma devido cada modelo apresentar valores muito diferentes para alcance, efeito pepita e variância, sendo estes parâmetros críticos da krigagem (TRANGMAR et al., 1985). Assim é importante que o modelo de semivariograma represente a tendência das semivariâncias calculadas, de tal forma que as estimativas obtidas a partir da krigagem sejam mais exatas e, portanto, mais confiáveis (VIEIRA, 1995).

#### 2.1.4 Modelos Teóricos de Semivariograma

De acordo com Schiassi (2011) a sensibilidade dos semivariogramas para detectar a variabilidade espacial das amostras está diretamente ligada ao melhor ajuste de modelo teórico ao semivariograma empírico. Segundo Journel e Huijbregts (2003) os modelos teóricos de semivariogramas são superpostos à sequência de pontos obtidos no semivariograma empírico, de modo que a curva que melhor se ajusta aos pontos representa a magnitude. Wojciechowki (2006) afirma que dentre os modelos básicos, denominados isotrópicos por Isaaks e Srivastava (1989) são divididos em dois tipos: modelos tipo I com patamar (a) esférico; (b) exponencial ;(c) gaussiano e os modelos do tipo II, sem patamar.

a) Modelo esférico (sph);

$$\gamma(h) = \begin{cases} 0 & , |h| = 0 \\ C_0 + C_1 \left[ 1,5 \left( \frac{|h|}{a} \right) - 0,5 \left( \frac{|h|}{a} \right)^3 \right] & , 0 < |h| \leq a \\ C_0 + C_1 & , |h| > a \end{cases}$$

b) Modelo exponencial (Exp);

$$\gamma(h) = \begin{cases} 0 & , |h| = 0 \\ C_0 + C_1 \left[ 1 - \exp\left(-\frac{|h|}{a}\right) \right] & , |h| \neq 0 \end{cases}$$

c) Modelo gaussiano (Gaus):

$$\gamma(h) = \begin{cases} 0 & , |h| = 0 \\ C_0 + C_1 \left[ 1 - \exp\left(-\frac{|h|^2}{a}\right) \right] & , |h| \neq 0 \end{cases}$$

### 2.1.5 Covariograma

O covariograma e sua forma normalizada são os métodos mais intuitivos de sintetizar a estrutura de dependência espacial (CRESSIE, 1991). A função de covariância (covariograma) é uma medida estatística de correlação entre duas variáveis. Em geoestatística, a covariância é calculada como a variância da amostra menos o valor do variograma, em que a função de covariância tende a ser alta quando  $h = 0$  (isto é, a função de correlação é 1), e tende para zero para pontos que são separados por distância grandes ou iguais ao limite (ou seja, não correlacionado) (SILVA, 2004). Segundo o mesmo autor o covariograma é definido por:

$$C(h) = \frac{1}{N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} x_i y_i - m - h^{m+h}$$

Onde  $m_h$  é a média dos valores das origens dos vetores,

$$m_{-h} = \frac{1}{N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} x_i$$

e  $m + h$  é a média dos valores das extremidades dos vetores,

$$m + h = \frac{1}{N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} y_i$$

### 2.1.6 Correlograma

De acordo com Silva (2004) a função (correlograma) é a versão normalizada da função de covariância e os coeficientes de correlação estão na faixa de -1 a 1. Onde espera-se que a correlação seja alta para unidades que estão próximas umas das outras (correlação = 1 para distância zero) e que tenda a zero quando a distância entre as unidades aumenta. Sendo então definida por:

$$\rho(h) = \frac{C(h)}{\sigma_{-h} + h}$$

Onde  $\sigma_{-h}$  é o desvio padrão dos valores das origens dos vetores.

$$\sigma_{-h} = \left[ \frac{1}{N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} x_i^2 - m^2 - h \right]^{\frac{1}{2}}$$

e  $\sigma_{+h}$  é o desvio padrão dos valores das extremidades dos vetores,

$$\sigma_{+h} = \left[ \frac{1}{N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} x_i^2 - m^2 + h \right]^{\frac{1}{2}}$$

### 2.1.7 Método de estimativa espacial – Krigagem

A krigagem é o método de interpolação da geoestatística, o qual usa a dependência espacial expressa no variograma entre amostras vizinhas para estimar valores em qualquer posição dentro do campo, sem tendência e com variância mínima (SILVA et al.,2010), estas duas características fazem da krigagem um interpolador ótimo (BURGESS;WEBSTER,



1980). De acordo com Correia (2013) este método de inferência espacial, estima dados em pontos não amostrados a partir de pontos amostrados, levando em consideração a estrutura de dependência espacial do fenômeno em estudo. Para Goovaerts (1997) a existência de um modelo de dependência espacial permite manejar problemas de estimativas de valores para localização não amostradas.

Segundo Soares (2000) existem vários interpoladores para estimar valores em pontos não amostrados, como krigagem simples, krigagem ordinária, krigagem universal, krigagem indicadora. Almeida et al., (2007) afirmam que esses métodos constituem a âncora dos procedimentos geoestatísticos.

Maciel (2012) afirma que na krigagem simples, as médias locais são constantes e com valor semelhante à média populacional, ou seja, a média da população é utilizada em conjunto com os pontos vizinhos para a estimação do atributo. A Krigagem ordinária de acordo com Motomiya et al., (2006) é o método de interpolação de dados, que usa a dependência espacial entre as amostras vizinhas, expressa no semivariograma, para estimar valores em qualquer posição dentro do espaço analisado, ao qual o modelo do semivariograma foi ajustado, sem tendência e com variância mínima, em suma, esse estimador nada mais é do que uma média pondera dos valores observados. Enquanto que a krigagem universal de acordo com Santos et al., (2011) é um método eficiente para os casos onde não ocorre a estacionariedade, ou seja, o processo apresenta uma tendência. Na krigagem ordinária desconsidera-se a média populacional e utiliza somente os pontos vizinhos para a estimação, além de considerar a estacionariedade dos dados (MACIEL, 2012).

Desta forma a krigagem é uma técnica usada na geoestatística com o objetivo de estimar valores de variáveis para locais onde as mesmas não foram medidas a partir de valores adjacentes interdependentes, enfatizando-se que para que esta ferramenta seja usada é necessário que exista a dependência espacial definida pelo variograma (SALVIANO, 1996).

#### 2.1.8 Uso da Geoestatística na avaliação da variabilidade de distribuição espacial

Estudos pertinentes à aplicação de metodologia geoestatísticas em pesquisas de distribuição espacial das espécies vegetais intensificou-se nos últimos tempos, este fator estar atrelado a eficiência de realizar a detecção e predição do padrão espacial das espécies

(USHIZIMA et al., 2003). De acordo com Couto et al., (1997) a geoestatística tem-se mostrado de grande utilidade para caracterizar e mapear a variação espacial das propriedades dos sistemas. Segundo Neves (2013) a geoestatística busca melhorar as predições, através da construção de um modelo mais realista da heterogeneidade, a exemplo, das plantas, usando métodos que não consideram médias importantes e assegurando que a realidade do estudo não seja perdida durante a construção do modelo, o mesmo autor afirma que a união dos estudos da geoestatística e inventário do levantamento fitossociológico, permiti que sejam realizados uma análise crítica, precisa e detalhada da floresta a ser estudada.

Para Souza et al., (2009) estudar a variabilidade espacial por meio da geoestatística possibilita a interpretação dos resultados com base na estrutura da variabilidade natural dos atributos avaliados. Couto et al., (1997) afirmam que aplicar técnicas geoestatísticas para caracterizar e mapear a variação espacial das propriedades dos sistemas já demonstraram ser de grande utilidade. Searcy (2000) afirma que a análise temporal e espacial através de mapas leva á compreensão dos principais fatores que afetam a produção, e que de posse desses dados torna-se mais fácil orientar a otimização de recursos para o máximo de desenvolvimento das plantas com melhor eficácia da produtividade e sem qualquer risco ambiental.

Segundo Bognola et al., (2007) afirmam que estudar a variabilidade espacial das características do meio físico é uma etapa importante para a silvicultura de precisão, uma vez as ferramentas geoestatísticas permitem obter mapas da distribuição espacial das características da floresta. Vicente (2004) afirma que a geoestatística torna-se uma importante e precisa ferramenta, pois esta permite estimar dados em locais não amostrados levando em conta o comportamento espacial do fenômeno e minimiza o erro das estimativas.

Em estudos ecológicos, por exemplo, a geoestatística é utilizada na detecção e descrição da estrutura de dependência espacial, na otimização amostral (escala de estudo, tamanho e forma da unidade amostral), interpolação e construção de mapas, e na estimação e inferência de variáveis relacionadas ao meio (AUBRY e DEBOUZIE, 2000;2001).

Rossato et al., (2009) afirmam que aplicar ferramentas embasadas nas técnicas da geoestatística podem contribuir para o estabelecimento de novas formas de manejo, pois o conhecimento espacial de atributos da planta e do solo permitem conhecer de forma mais fiel as características da floresta. Quartezano (2008) afirma que esse conhecimento minimiza os erros de amostragem e de manejo do solo. Bognola et al., (2007) afirmam que a geoestatística ao permitir a descrição quantitativa da variabilidade espacial dos atributos do solo, esta (geoestatística) fornece suporte a decisão no manejo de solo das espécies florestais. Para

Silva et al., (2001) isto deve-se ao fato da geoestatística apresenta-se como uma ferramenta confiável para estimativa de dados para a grande maioria dos fenômenos naturais, uma vez que se distingue por capturar o padrão de continuidade dos dados geoposicionados.

Trabalhos realizados por Ushizima et al., (2003) já comprovaram que ferramentas geoestatísticas são capazes de caracterizar espacialmente a distribuição, diferenciando localidades com maior agregação de indivíduos das áreas com menor agregação e, ainda, as áreas desprovidas de indivíduos. Tornando esta ferramenta um importante subsídio para exploração racional dos recursos da floresta, ao otimizar a relação entre volume de madeira obtido e tamanho da área (LIMA et al., 2006), uma vez que estudos já demonstraram que a análise da produtividade das culturas através da análise de mapa é uma técnica que pode ser utilizada para compreender e gerir sua variabilidade espacial (GUEDES FILHO et al., 2009).

### 2.1.9 Geoestatística e sua aplicabilidade

A heterogeneidade espacial apresentada por diferentes sistemas naturais geralmente possui uma multiplicidade de fatores geradores, os quais têm recebido atenção especial de diversos ramos da ciência (DALE et al., 2002). De acordo com Oliveira – Filho et al., 1994; Cardoso e Schiavini, 2002; Budke et al., 2004; Budke et al., 2007; Giehl et al., 2007 em áreas florestais, houve um aumento de estudos com foco na compreensão dos padrões e processos associados com a distribuição espacial de populações ou comunidades vegetais.

Segundo Amaral et al., (2013) as florestas nativas são produtos da interação de diversos fatores que coevoluem ao longo do tempo e do espaço. Em que a dependência espacial de variáveis florestais (número de indivíduos, área basal, altura, volume e biomassa, entre outras) é natural, pois reflete a ocupação dos espaços e usos dos recursos disponíveis no meio pelas espécies, que é condicionada pelos diferentes níveis de competição, pela forma e arquitetura das espécies, qualidade do sítio, distância entre árvores e aberturas na floresta (WHITMORE, 1990); SANQUETTA et al., 2007; RODE et al., 2010, AMARAL et al., 2011, 2010).

Gosleer (2007) afirma que a necessidade de incorporação da estrutura de autocorrelação espacial já havia sido sugerida por ecologistas por perceberem que a maioria, se não todas, as comunidades são estruturadas espacialmente. Para Couto et al., (1997) a geoestatística demonstrou-se então de grande utilidade para caracterizar e mapear a variação

espacial das propriedades dos sistemas. Essa teoria passou então a ser utilizada em diversos campos do conhecimento, a incluir a ciência florestal, ciência do solo, hidrologia e estudos de poluição, entre outros (LIMA et al., 2006)

Na área da ciência florestal, a técnica da geoestatística foi utilizada mais precisamente no manejo florestal desenvolvido por Ushizima et al., (2003), na detecção e predição do padrão espacial da espécie *Anadenanthera peregrina* (Angico vermelho); no trabalho de Mello (2004) denominado Geoestatística aplicada ao inventário florestal, no estudo de Amaral et al., (2010) intitulado de Análise da distribuição espacial de biomassa e carbono arbóreo acima do solo em floresta ombrófila mista e Neves et al., (2010) que utilizaram a geoestatística para avaliar a biodiversidade da regeneração em áreas de remanescentes em meio a plantios de *Pinus* sp. e *Eucalyptus* sp os autores concluíram que o tamanho de amostragem afeta a dependência espacial tanto no número de espécie quanto de indivíduos. De acordo com Aquino (2013) no trabalho desenvolvido por Spiazzi et al., (2011) ao avaliarem a estrutura espacial de um povoamento de *Pinus* sp utilizando geoestatística os autores constataram a ocorrência espacial forte e moderada para os parâmetros DAP(diâmetro a altura do peito) e altura respectivamente, concluindo que com o uso da geoestatística foi possível a geração de mapas de probabilidade, que demonstram o grau de relação entre dados mensurados, os quais podem possibilitar uma análise mais precisa de uma área florestada que não sofreu qualquer tipo de intervenção do ponto de vista de manejo.

O trabalho de Mello (2004) demonstrou que o uso do estimador geoestatístico, o qual considera a estrutura de continuidade espacial, é possível efetuar com precisão a estimativa volumétrica por talhão fazendo uso somente das parcelas permanentes, o autor ainda garante que esse conhecimento da estrutura de continuidade espacial das características dendrométricas é de fundamental importância para o inventário, manejo e planejamento florestal. No trabalho de Amaral et al., (2010) os resultados obtidos demonstram que a geoestatística aplicada justamente com a estatística clássica descritiva conseguem explicar de forma eficaz o comportamento das variáveis florestais.

Na ciência do solo, foram realizados trabalhos como o de Wojciechowski et al., (2009) sobre a Geoestatística aplicada ao estudo das características físico – químicas do solo em áreas de floresta estacional decidual; de Pelissari (2012) intitulado Silvicultura de precisão aplicada ao desenvolvimento de *Tectona grandis* L. f. na região sul do estado de Mato Grosso; e de Silva et al., (2009) sobre a Geoestatística no estudo do carbono orgânico total e solúvel em água sob o manejo orgânico do solo. No primeiro trabalho citado utilizou-se métodos geoestatísticos para identificar o tamanho e a estrutura da variabilidade espacial

de alguns atributos físico – químicos do solo, onde os resultados da pesquisa demonstrou que a geoestatística é uma ferramenta eficaz e que pode ser utilizada para fins de manejo do solo. No segundo trabalho realizado por Pelissari (2012) concluiu-se que ferramentas como a geoestatística possibilitam o estudo dos efeitos dos atributos químicos do solo no desenvolvimento de *Tectona grandis* demonstrando que os conhecimentos das variabilidades espaciais e temporais são importantes, pois permitem realizar intervenções precisas e obter o máximo de rendimento. Na pesquisa realizada por Silva et al., (2009) o qual teve como objetivo estudar a variabilidade espacial do carbono orgânico total e carbono solúvel em água do solo sob manejo orgânico em duas profundidades de amostragem, a geoestatística foi uma ferramenta que proporcionou demonstrar que os atributos do solo apresentam alta dependência espacial e que os mapas gerados por esta ferramenta servem como norteado em zonas a serem manejadas.

Neste sentido, as análises estatísticas clássicas que consideram a independência entre as amostras, baseada na média, vêm sendo substituídas por análises geoestatísticas fundamentadas na teoria das variáveis regionalizadas (ISAACS e SRIVASTAVA, 1989). Essas variáveis tem em comum uma dupla característica: são aleatórias, pois os valores numéricos observados podem variar consideravelmente de um ponto a outro no espaço, e são espaciais, pois apesar de serem muito variáveis no espaço, os valores numéricos observados não são inteiramente independentes (GUERRA, 1988).

Desta forma, os métodos geoestatísticos podem avaliar melhor as estruturas de dependência entre as características dendrométricas de uma espécie e as variáveis do seu meio físico, ou seja, obter resultados que sejam capazes de explorar adequadamente as relações espaciais existentes entre os dados dendrométricos e o meio abiótico (BOGNOLA et al., 2007). Pesquisas vêm ratificando que as florestas nativas apresentam características de variáveis regionalizadas, independentemente do tipo de formação florestal (ODA –SOUZA et al., 2008). Para Amaral et al., (2013) este fato demonstra que as ferramentas geoestatísticas podem auxiliar no planejamento e nas tomadas de decisões quanto a melhor forma de utilizar dos recursos florestais e quais intervenções no meio deverão ser tomadas, através de simulações de retirada de árvores da floresta, analisando o impacto das operações florestais sobre a estrutura espacial da floresta.

Todavia, estudos pertinentes à aplicação de metodologia geoestatística na avaliação das florestas, seja para caracterizar sua distribuição ou para monitorar as populações de espécies vegetais e comunidade vegetais são escassos (USHIZIMA et al., 2003). De acordo com Kaneger Junior et al., (2007) e Amaral et al., (2013) os próprios inventários florestais ou

levantamentos fitossociológicos não consideram as estimativas das variáveis de interesse obtidas por amostragem, utilizando, na grande maioria dos casos, uma extrapolação de médias obtidas na área amostral para a área total do fragmento florestal ou talhão, que poderia ser complementadas por análises geoestatísticas.

## 2.2 Floresta Ombrófila Mista

A floresta Ombrófila Mista (FOM) é uma das tipologias vegetais da região sul do Brasil com maior riqueza e diversidade de espécies (WATZLAWICK et al., 2013). Segundo Roderjan et al., (2002), a FOM é uma unidade fitoecológica onde contempla-se a coexistência de representantes das floras tropical (afro-brasileira) e temperada (austo-brasileira), em marcada relevância fisionômica de elementos Coniferales e Laurales, onde domina *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze (Araucariaceae), espécie gregária de alto valor econômico e paisagístico. Para Narvaes (2005) a FOM é um tipo florestal de grande importância ecológica – econômica, por sua característica única de abrigar a conífera mais expressiva da vegetação brasileira – *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze.

Segundo Watzlawick et al., (2013) estas florestas apresentam constante mudanças em sua estrutura, fisionomia e composição florística, fato este que perdura até que a floresta atinja o estado clímax. De acordo com Ramos - Martins et al., (2010) os limites altimétricos das formações da Floresta Ombrófila Mista no sul do Brasil determina sua classificação em aluvial, submontana, montana e altomontana.

De acordo com Hueck (1972) esta floresta desde o início da colonização, assim como os demais sistemas florestais do estado do Rio Grande do Sul, foi exaustivamente explorada sem que houvesse qualquer preocupação com a sua preservação ou com a sustentabilidade dos processos extrativistas. Os processos de antropização ocasionaram a perda de habitats e biodiversidade, isolamento de populações, empobrecimento genético, distúrbios nos regimes dos rios e erosão de solos (BRITZ, 2007; MEDEIROS, SAVI e BRITO, 2005), reduzindo a extensa área que era coberta pela formação fitoecológica de Floresta Ombrófila Mista a fragmentos esparsos, alterados e empobrecidos em sua composição florística original e que dos 177.600 Km<sup>2</sup> de cobertura original, restam apenas 20.000 km<sup>2</sup> (LEITE E KLEIN, 1990). Transformando essa rica formação fitoecológica a remanescentes fragmentados, que não

chegam a perfazer 5% da área original, dos quais irrisórios 0,7% poderiam ser considerados como áreas primitivas.

Para Borsoi et al., (2013), a Floresta Ombrófila Mista constitui um recurso potencialmente rico em produtos madeireiros e não madeireiros, que necessitam de melhores técnicas de manejo de forma a garantir sua sustentabilidade. Pois sem este manejo essa formação fitoecológica será cada vez mais rara e se apresentará em diminutos remanescentes alterados e empobrecidos (KANIESKI, 2010).

De acordo com Rondon Neto et al., (2002) as formações de Floresta Ombrófila Mista remanescentes no Brasil, tiveram sua composição florística e estrutura fitossociológica estudada consideravelmente, graças ao empenho de vários pesquisadores tais como: Longhi (1980); Oliveira e Rotta (1982); Jarenkow e Baptista (1987); Machado et al., (1988); Galvão et al., (1989); Roseira (1990); Negrelle (1992); Silva et al., (1998); Caldeira et al. (1999); Durigan (1999). Entretanto, verifica-se haver uma grande necessidade do conhecimento da forma como as espécies presentes nessa formação fitoecológica encontram-se distribuídas espacialmente, para que desta forma possa possibilitar um entendimento mais claro e preciso sobre as características da floresta e assim possibilitar a realização de práticas de manejo mais adequadas. Ribeiro (2011) ratifica que o atual estado crítico de conservação da Floresta Ombrófila Mista no Brasil demanda informações básicas a respeito da composição, estrutura, riqueza e dinâmica sucessional desta fisionomia, assim como de conhecimento sobre as relações entre os seus diferentes compartimentos a fim de fundamentar tomadas de decisão referentes à conservação e restauração destes sistemas.

Pois de acordo com Nascimento et al., (2001) a estrutura da Floresta Ombrófila Mista é complexa e os conhecimentos sobre os diversos tipos de comunidades, que existem dentro de sua área de distribuição natural, ainda não permitem uma política de conservação eficiente, resultado em um conhecimento insuficiente sobre a maior parte de sua diversidade vegetal.

### **2.3 Floresta Nacional de São Francisco de Paula**

Segundo o Sistema Nacional de Unidades de conservação da Natureza – SNUC (BRASIL, 2000), as Florestas Nacionais (FLONAS) são unidades de conservação de uso múltiplo sustentável com cobertura florestal de espécies predominantemente nativas

(CAMPELLO et al., 2005). De acordo com MMA (2002) cerca de 8,5% do território brasileiro está coberto por unidades de conservação (UC) federais e estaduais. Consideradas áreas de domínio público, são destinadas à utilização sustentável dos recursos renováveis, a proteção dos recursos hídricos, a pesquisas e estudos, a educação ambiental e as atividades recreativas (SOUZA, 1994) com ênfase em métodos para exploração sustentável.

Abrigando remanescentes de Floresta Ombrófila Mista a Floresta Nacional de São Francisco de Paula (FLONA) apresenta agrupamentos na vegetação, os quais refletem diferentes níveis sucessionais, proporcionando a presença de espécies de diferentes estádios sucessionais (NARVAES, 2004). De acordo com Bitencourt et al., (2004) a FLONA de São Francisco de Paula, apresenta uma área de 1.606,69 ha, caracterizada por um mosaico de mata nativa (Floresta Ombrófila Mista e Densa), onde destes 901,9 ha são ocupados por florestas nativas (Floresta Ombrófila Mista e Densa), e mais de 600 ha por áreas de silvicultura de *Araucaria angustifolia*, e de espécies exóticas como o *Pinnus* sp. De acordo com Kanieski et al., (2012) a FLONA está localizada no nordeste do Rio Grande do Sul, na região dos campos de cima da Serra na cidade São Francisco de Paula, na Serra Gaúcha, sendo administrada pelo Instituto Brasileiro de Meio Ambiente e Recursos Naturais Renováveis (IBAMA).

Chami (2003) afirma as unidades de conservação são verdadeiras mantenedoras da biodiversidade, pois possuem como objetivo manter uma área de conservação, com cobertura florestal de espécies destinadas à produção florestal economicamente sustentável; proteger os mananciais hídricos para a utilização da água; proteger os habitats, estimulando desta forma o uso múltiplo dos recursos naturais renováveis.

De acordo com Campello et al., (2005) as FLONAS vem se consolidando como aliadas ao esforço conservacionista, procurando demonstrar, na prática, a viabilidade do manejo integrado e sustentável dos recursos florestais, mantidas a biodiversidade e integridade social. Contudo, segundo Souza (1994) afirma para que as FLONAS cumpram seu papel de mantenedoras da biodiversidade, essas devem possuir um plano de manejo bem estruturado.

Para Chagas et al., (2003) o plano de manejo subsidiará o zoneamento e as normas que deverão presidir o uso da área e o manejo dos recursos naturais, incluindo a implantação das estruturas físicas necessárias à gestão das unidades. Bonatti et al., (2006) enfatizam que este (plano de manejo) é um instrumento de grande importância, pois legalmente estabelecido viabiliza os propósitos das unidades de conservação. Desta forma, Silveira et al., (2011)



afirmam que as Florestas Nacionais Brasileiras têm o desafio de conciliar o uso, com a conservação da natureza, o fomento a pesquisa e a garantia de serviços ambientais.

## **2.4 Fitossociologia**

Importante ciência, a fitossociologia, tornou-se significativamente viável aos estudos que buscam conhecer as comunidades vegetais do ponto de vista florístico e estrutural (BROWN-BLAUNQUET, 1950). De acordo com Souza et al., (2013) os estudos fitossociológicos tratam de levantamento de dados florístico com diagnóstico qualitativos e quantitativos de uma área de floresta com determinado tipo de vegetação característica. Segundo Xavier (2009) estudar a fitossociologia da floresta contribui significativamente para o conhecimento das formações florestais, já que evidenciam a riqueza e a heterogeneidade dos ambientes amostrados.

Brito et al., (2007) e Mello (2008) enfatizam que informações sobre fitossociologia tornaram-se precípuas para definirem políticas de conservação, uma vez que o conhecimento sobre a estrutura e a dinâmica da floresta, fornecerá conhecimento que sustentará a base teórica que subsidiará a recuperação de áreas degradadas ou a recuperação de fragmentos florestais degradados, contribuindo substancialmente para o seu manejo.

Manzatto (2005), afirma que os estudos sobre a composição florística e a estrutura fitossociológica das formações florestais são de fundamental importância, pois oferecem subsídios para compreensão da estrutura e da dinâmica destas formações, parâmetros imprescindíveis para o manejo e regeneração das diferentes comunidades vegetais. De acordo com Lamprecht (1962), Foerster (1973) e Finol (1971), os principais parâmetros fitossociológicos usualmente utilizados para a caracterização das florestas pode ser feita mediante cálculos de abundância (densidade), frequência e dominância. Sampaio et al., (1996) enfatizam que nenhum parâmetro fitossociológico isolado fornece uma ideia ecológica clara da comunidade ou das populações vegetais. Entretanto, em conjunto, podem caracterizar formações (e suas subdivisões) e suprir informações sobre estágios de desenvolvimento da comunidade e das populações, distribuição de recursos ambientais entre populações e possibilidades de utilização dos recursos vegetais (MARTINS, 2011).

### 2.4.1 Parâmetros fitossociológicos

#### 2.4.2 Densidade

**Densidade (D):** refere-se a participação das espécies dentro da comunidade vegetal, possibilitando a análise do comportamento de cada espécie e mudanças na distribuição espacial que possam ocorrer (SOUZA, 2000).

#### 2.4.3 Densidade absoluta

**Densidade absoluta (DA):** número total de indivíduos de uma determinada espécie por unidade de área e densidade relativa

$$DA_i = \frac{n_i}{A}$$

$DA_i$  = densidade absoluta da  $i$ -ésima espécie, em número de indivíduos por hectare;

$n_i$  = número de indivíduos da  $i$ -ésima espécie na amostragem;

$A$  = área total amostrada, em hectare.

#### 2.4.4 Densidade relativa

**Densidade Relativa (DR):** número de indivíduos de uma determinada espécie em relação ao total de indivíduos de todas as espécies amostradas na área (Mueller-Dombois e Ellenberg, 1974; Braun-Blanquet, 1979; Brower e Zar, 1984; Martins, 1991; Pinto-Coelho, 2000; Cullen Junior et al., 2004)

$$DR_i = \frac{DA_i}{n} \times 100$$

$DR_i$  = densidade relativa (%) da i-ésima espécie.

$DA_i$  = densidade absoluta da i-ésima espécie, em número de indivíduos por hectare;

$n$  = número total de indivíduos.

#### 2.4.5 Frequência

**Frequência (F):** a frequência representa como os indivíduos de dada espécie estão distribuídas sobre a área amostrada (SOARES, 2009). De acordo com Freitas et al., (2012) esse parâmetro pode ser absoluto e é expresso normalmente em forma de porcentagem. Sendo absoluto quando calculado em função de uma área amostral ou uma outra subdivisão criada pelo pesquisador, ou relativo, obtido pela proporção entre a frequência absoluta de determinada espécie e a soma das frequências absolutas das demais espécies inventariadas (FREITAS et al., 2012).

#### 2.4.6 Frequência absoluta

**Frequência absoluta:** é a relação entre o número de parcelas em que uma espécie ocorre e o número total de parcelas amostradas

$$FA_i = \left( \frac{u_i}{u_t} \right) \times 100$$

$FA_i$  = frequência absoluta da i-ésima espécie na comunidade vegetal;

$n_i$  = número de unidades amostrais em que a i-ésima espécie ocorre;

$n_t$  = número total de unidades amostrais;

#### 2.4.7 Frequência relativa

**Frequência Relativa:** é a relação entre frequência absoluta de uma espécie com a somatória das frequências absolutas de todas as espécies.

$$FR_i = \left( \frac{FA_i}{\sum_{i=1}^p FA_i} \right) \times 100$$

$FR_i$  = frequência relativa da i-ésima espécie na comunidade vegetal;

$FA_i$  = frequência absoluta da i-ésima espécie na comunidade vegetal;

$\sum_{i=1}^p$  = somatória das frequências absolutas de todas as espécies.

## 2.5 Caracterização Florística

Avaliar um ecossistema pelo seu componente florestal parte do pressuposto de que o componente arbóreo é o que sustenta um ecossistema florestal, e que para descrever suas características é habitual utilizar parâmetros fitossociológicos que hierarquizem as espécies segundo sua importância na estruturação da comunidade (KANIESKI, 2010). Couto (2005) afirma que ao realizar essa caracterização torna-se possível representar de forma bastante aproxima as características da floresta como um todo.

Para Guedes-Bruni et al., (1997) os estudos de caracterização florística representam uma importante etapa no conhecimento de um ecossistema por fornecer informações básicas para estudos subsequentes. Pois geram informações sobre a classificação e distribuição taxonômica no nível de família e espécie de uma comunidade vegetal, como formações de grupos ecológicos, síndromes de dispersão, fenologia e formas de vida, entre outros (HASOKAWA et al., 2008).

Autores como Gilhuis, 1986; Vilela et al., 1993; Custódia Filho et al., 1994 (Citado por MELLO, 2008) afirmam que estudos da florística e da fitossociologia de uma floresta representa o passo inicial para o seu conhecimento, pois, associado à sua estrutura e dinâmica, pode-se construir uma base teórica que subsidie a conservação dos recursos genéticos, a conservação de áreas similares e a recuperação de áreas dos fragmentos florestais degradados, contribuindo substancialmente para seu manejo. Higuchi et al., (2012) afirma ainda que tais estudos são importantes, pois fornecem informações a respeito dos micro-sítios de ocorrência das espécies arbóreas, o que pode facilitar a indicação destas para o plantio em condições ambientais específicas. Marangon et al., (2003) enfatizam que o conhecimento e o entendimento da complexa dinâmica que envolve as florestas iniciam-se pelo levantamento florístico.

De acordo com Kanieski (2010) inúmeros são os trabalhos que estudam a caracterização florística em áreas de Floresta Ombrófila Mista. Entre os mais atuais tem-se o Trabalho de Kanieski (2012) que ao descrever a diversidade florística e a distribuição espacial das espécies presentes em fragmento de Floresta Ombrófila Mista na Floresta de São Francisco de Paula, RS, por meio de parâmetros fitossociológicos de densidade e frequência constataram que as espécies que destacaram foram *Stillingia oppositifolia* (1.455,56 ind.ha<sup>-1</sup> e 19,4%), *Casearia decandra* (1.093,33 ind.ha<sup>-1</sup> e 14,58%), *Sebastiania brasiliensis* (847,78 ind.ha<sup>-1</sup> e 11,3%), *Rudgea parquioides* (486,11 ind.ha<sup>-1</sup> e 6,48%) e *Matayba elaeagnoides* (272,78 ind.ha<sup>-1</sup> e 3,64%) e com maior frequência foram foi *Casearia decandra*, com 90,56% de frequência absoluta e 5,25% de frequência relativa, seguida pelas espécies *Sebastiania brasiliensis* (61,11% e 3,54%); *Myrsine umbellata* (58,89% e 3,42%); *Rudgea parquioides* (57,22% e 3,32%), *Mirceugenia oxysepala* (56,67% e 3,29%) e *Stillingia oppositifolia* (56,67% e 3,29%), consolidando estas espécies com maior densidade na área estudada e importante para a comunidade estudada.

Ferreira et al., (2012) ao descreverem os aspectos florísticos e fitossociológicos de um remanescentes de Floresta Ombrófila Mista (FOM) em Ponte alta, SC, através da densidade relativa, frequência relativa, dominância relativa e índice de valor de importância observaram que a *Mimosa scabrella* Benth., *Cryptocarya aschersoniana* Mez, *Dickonia sellowiana* Hook, a análise dos parâmetros fitossociológicos mostrou ser essas as espécies mais características e mais importantes da comunidade estudada. Em um remanescente de FOM em São Francisco de Paula, RS, Watzlawick et al., (2013) analisaram a fitossociologia de composição florística, estrutura horizontal e vertical do local e verificaram que a espécie de maior valor de importância encontrada foi a Araucária angustifolia (49, 32%), comprovando ser esta uma espécie importante e na comunidade estudada.

### 3 MATERIAL E MÉTODOS

#### 3.1 Caracterização da área

O estudo foi realizado na Floresta Nacional de São Francisco de Paula (FLONA), localizada no Planalto Meridional, nordeste do Rio Grande do Sul, no município de São Francisco de Paula, entre as coordenadas 29° 23' a 29° 27' de latitude Sul e 50° 23' a 50° 25' de Longitude Oeste (Figura 1). A FLONA ocupa uma área total de 1.606,69 ha de florestas nativas (Floresta Ombrófila Mista e Densa), e mais de 600 ha de florestas plantadas (*Pinus* sp., *Araucária angustifólia* e *Eucalyptus* sp). Constituindo um verdadeiro mosaico de formações de remanescentes de Florestas Ombrófila Mista, florestas de transição, savanas, reflorestamento de *Eucalyptus* spp, *Cryptomeria japônica* (Thunb. Ex L. f) D. Don e *Araucária angustifólia* (CHAMI et al., 2011). Kanieski et al., (2012) afirmam que a vegetação predominante da área pertence à Floresta Ombrófila Mista, mata de araucária ou floresta de pinheiro – brasileiro (IBGE, 2012).

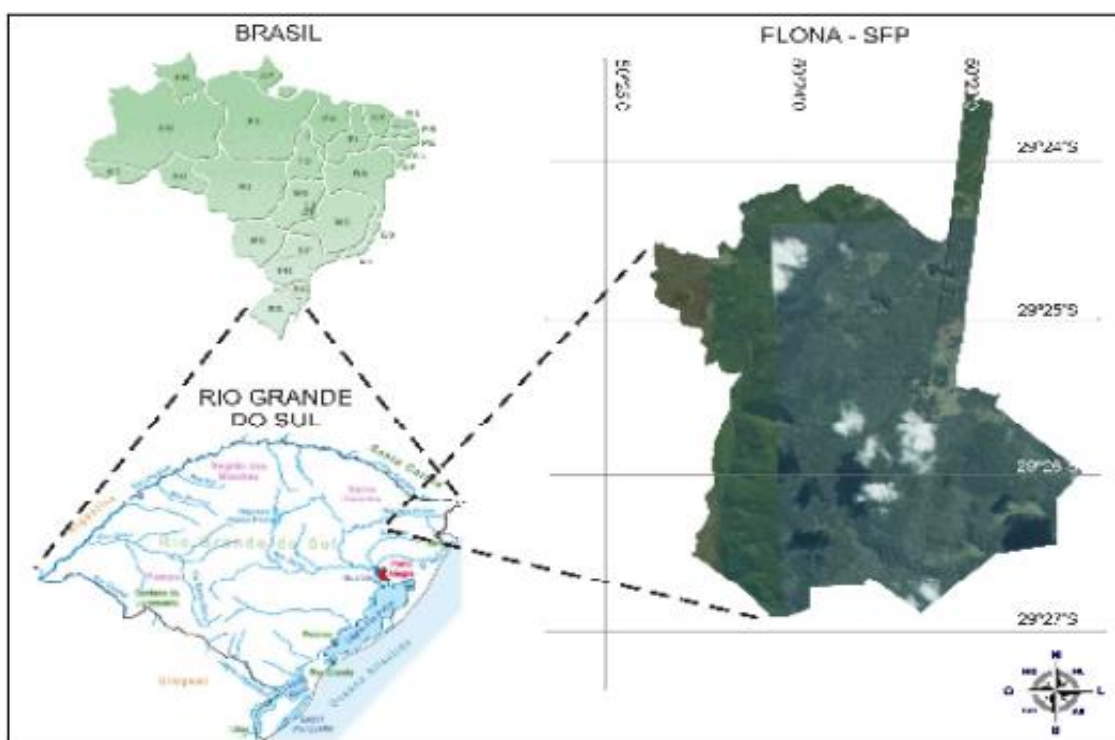


Figura 1 - Localização da Floresta Nacional de São Francisco de Paula, RS.

Adaptado de Avila (2010)

O clima da região onde se localiza a Floresta Nacional de São Francisco de Paula é do tipo mesotérmico e superúmido, com verões brandos e invernos frios, com frequentes formações de geadas e queda de neve nos meses mais frios (WATZLAWICK et al., 2013). De acordo com Silveira (2006) a região é uma das mais úmidas do estado, com pluviosidades superior a 2.000 mm e com temperatura média anual de aproximadamente 14,5° C. Ribeiro et al., (2007) afirmam que a área é marcada por um relevo ondulado a fortemente ondulado na parte norte, com altitudes em torno de 930 m e acidentado na parte sul, formando cânions com mais de 100 m de profundidade.

O solo é do tipo Cambissolo Húmico Alumínico Típico – Cha 1 (STRECK et al., 2008) e apresenta como característica principais o horizonte A húmico de elevada acumulação de matéria orgânica decorrente da alta pluviosidade e das baixas temperaturas, cores escuras, alta acidez e baixa saturação por base, e o horizonte B incipiente, porém menos ricos em matéria orgânica, ideais para o cultivo de pastagens naturais, espécies frutíferas e florestais (STRECK et al., 2002). Segundo o mesmo autor, devido a essas características, o uso agrícola desses solos exige práticas conservacionistas intensivas e aplicação de elevados níveis de corretivos e fertilizantes (STRECK et al., 2002).

### **3.2 Obtenção dos dados**

Os dados utilizados no presente trabalho são oriundos do banco de dados do Inventário Florestal Contínuo do Rio Grande do Sul. As unidades amostrais existentes na FLONA de São Francisco de Paula consistem em 10 conglomerados permanentes de 100 m x 100 m (10.000 m<sup>2</sup>), os quais foram divididos em 10 faixas de 10 m x 100 m (1.000 m<sup>2</sup>) e estas subdivididas em 10 subunidades de 10 m x 10 m (100 m<sup>2</sup>).

O processo amostral utilizado foi o método de área fixa, que segundo Péllico Netto e Brena (1997) é um método que seleciona as árvores a serem amostradas nas unidades amostrais proporcionais à área e a frequência dos indivíduos que nela ocorrem. Segundo Sebem (2000) a localização das parcelas em campo foi realizada com o auxílio do GPS de navegação (*Global Positioning System*) Garmim 12 XL, onde foram tomadas as coordenadas geográficas do ponto inferior esquerdo de cada conglomerado.

As unidades amostrais foram marcadas por meio de teodolito, formando ângulos de 90° a partir do centro da unidade, totalizando cem subunidades de 10 m x 10 m (100 m<sup>2</sup>).

Segundo Sebem (2000) os indivíduos amostrados foram numerados e identificados botanicamente, registrando-se o número da planta, nome vulgar, medindo-se o diâmetro a altura do peito (DAP) dos indivíduos  $\geq 30$  cm e a altura total.

Para este trabalho, das dez unidades amostrais de 100 m x 100 m (10.000 m<sup>2</sup>) onde se realizou o inventário, foram selecionadas as unidades amostrais 1537, 1538, 1539 e 1540 (Figura 2). Dentro de cada unidade amostral selecionada, foram analisadas as 100 subunidades amostrais (10 m x 10 m), presentes nas 10 faixas (10 m x 100 m) de cada unidade amostral (Figura 3).

### 3.3 Fitossociologia

#### 3.3.1 Estrutura horizontal

A estrutura horizontal das subunidades amostrais do presente estudo foram avaliadas pelos cálculos das estimativas dos parâmetros fitossociológicos tradicionalmente utilizados: densidade absoluta (DA) e densidade relativa (DR); frequência absoluta (FA) e frequência relativa (FR); obtidos por meio do Software Mata Nativa 2.

$$\bullet \quad DA_i = \frac{n_i}{A} \quad ; \quad DR_i = \frac{DA_i}{DT} \times 100 ;$$

Em que:

$DA_i$  = densidade absoluta da  $i$ -ésima espécie, em números de indivíduos por hectare;

$N_i$  = número de indivíduos da  $i$ -ésima espécie na amostragem;

$N$  = número total de indivíduos amostrados;

$A$  = área total amostrada, em hectare;

$$\bullet \quad FA_i = \left( \frac{u_i}{u_t} \right) \times 100 \quad ; \quad FR_i = \left( \frac{FA_i}{\sum_{i=1}^p FA_i} \right) \times 100$$

Em que:

$FA_i$  = frequência absoluta da  $i$ -ésima espécie na comunidade vegetal;

$FR_i$  = frequência relativa da  $i$ -ésima espécie na comunidade vegetal;

$u_i$  = número de unidades amostrais em que a  $i$ -ésima espécie ocorre;

$u_t$  = número total de unidade amostrais;



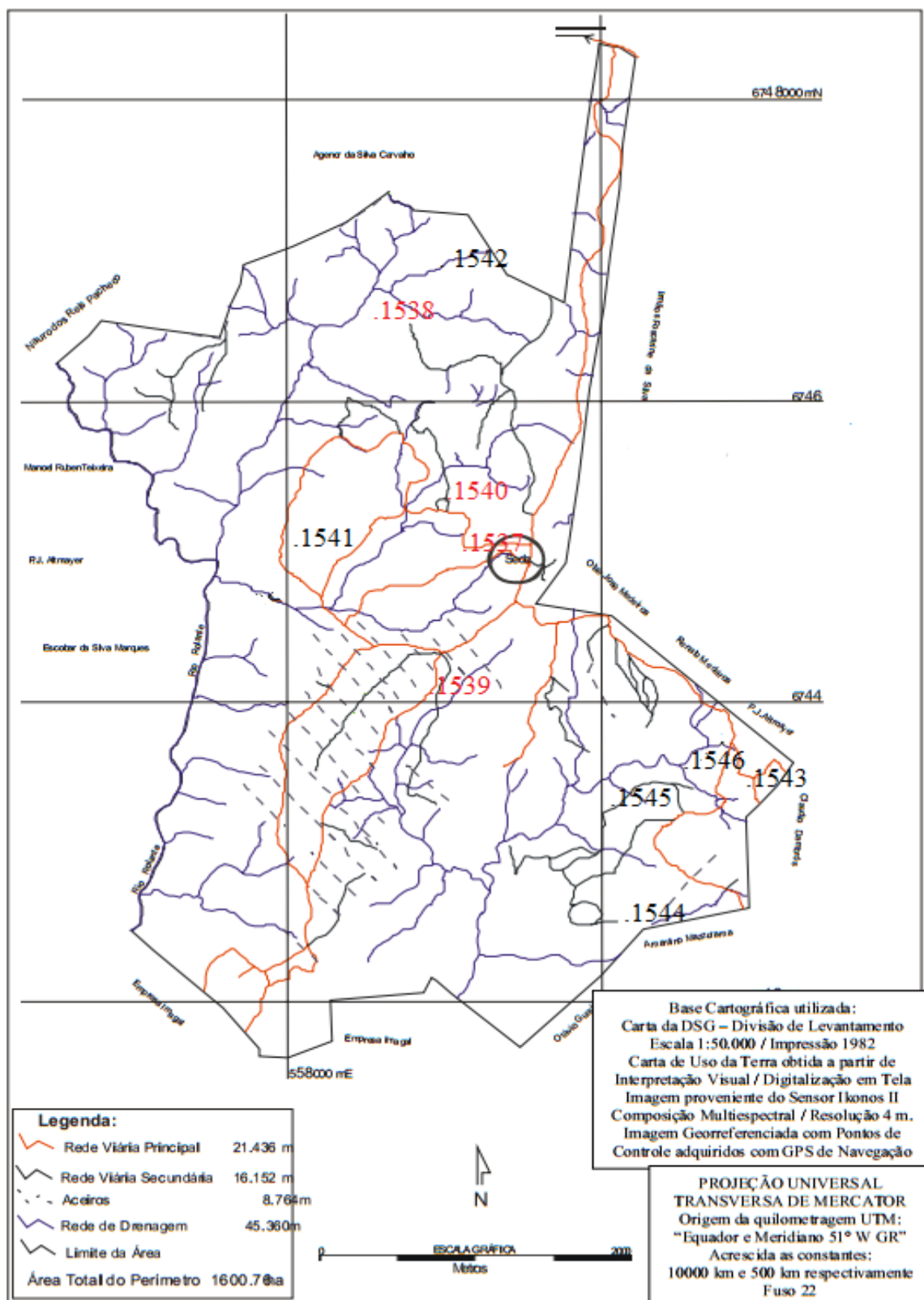


Figura 2 - Distribuição das parcelas na FLONA de São Francisco de Paula, RS.

Adaptado de Teixeira (2005)

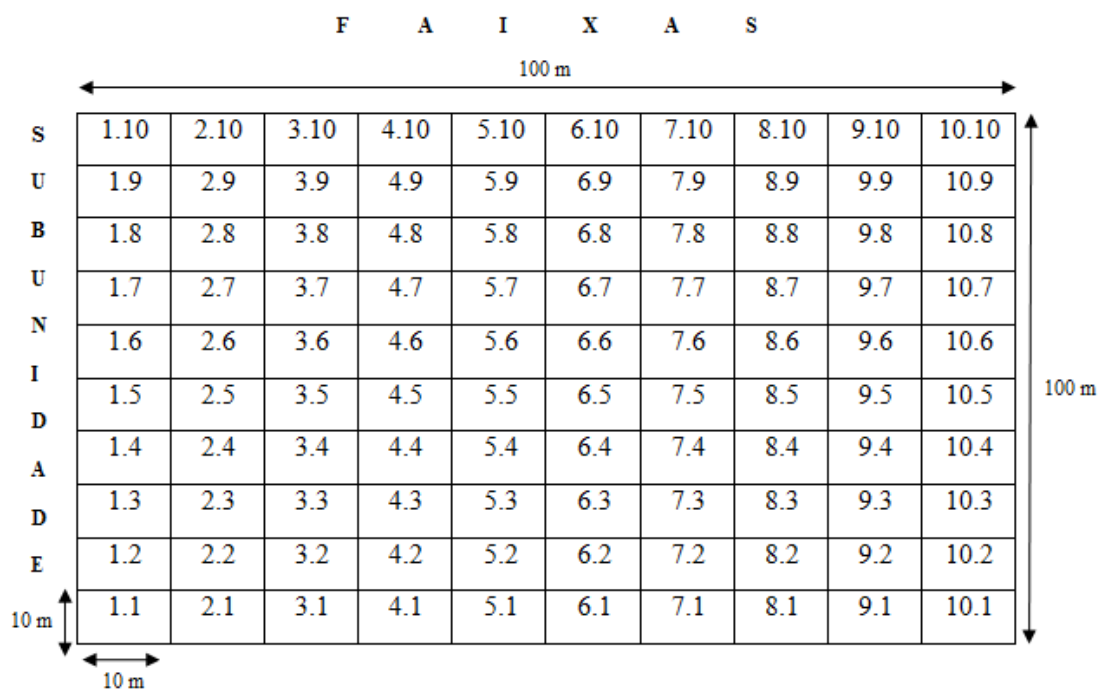


Figura 3 - Desenho esquemático da unidade amostral com a distribuição das subparcelas instaladas na FLONA de São Francisco de Paula.

Adaptado de Sebem (2000)

### 3.3.2 Diversidade Florística

A diversidade florística de cada unidade amostral foi quantificada pelo cálculo dos seguintes índices, obtidos através do Software Mata Nativa 2.

- **Quociente de mistura de Jentsch (QM)** – representa o número de indivíduos amostrados em relação às espécies encontradas no povoamento.

$$QM = \frac{S}{n}$$

Em que:

S = número total de espécies;

n = numero de indivíduos.

- **Índice de Simpson (S')** – mostra a probabilidade de que dois indivíduos escolhidos ao acaso de uma amostragem sejam da mesma espécie, mostrando um grau de dominância, uma vez que, quanto maior o valor, maior a dominância por uma ou

poucas espécies. O valor calculado ocorre na escala de 0 a 1; valores próximos de 1 indicam menor diversidade.

$$s' = \sum_{i=1}^s \frac{ni \cdot (ni - 1)}{N \cdot (N - 1)}$$

Em que:

ni = número de indivíduos amostrados para a i-ésima espécie;

N = número total de indivíduos amostrados.

- **Índice de Shannon (H')** – este índice considera igual peso entre as espécies raras e abundantes (MAGURRAN, 1988). Quanto maior for o valor de H', maior será a diversidade florística da população em estudo. Este índice pode expressar riqueza e uniformidade.

$$H' = \frac{[N \cdot \ln(N) - \sum_{i=1}^s n_i \ln(n_i)]}{N}$$

Em que:

N = número total de indivíduos amostrados;

Ni = número de indivíduos amostrados da i-ésima espécie;

S = número de espécies amostradas;

Ln = logaritmo de base neperiana (e)

- **Índice de equabilidade de Pielou (J')** – é derivado do índice de diversidade de Shannon e permite representar a uniformidade da distribuição dos indivíduos entre as espécies (PIELOU, 1996). Seu valor apresenta amplitude de 0 (uniformidade mínima) a 1 (uniformidade máxima).

$$J' = \frac{H'}{H_{max}}, \text{ sendo } H_{max} = \ln(s)$$

Em que:

S = número total de espécies amostradas;

H' = índice de diversidade de Shannon.

### 3.4 Análises dos dados

#### 3.4.1 Análise estatística descritiva

Os conjuntos de dados foram inicialmente analisados através dos procedimentos da análise estatística descritiva clássica, a fim de visualizar o comportamento geral dos dados e identificar possíveis valores discrepantes, fundamentais para a tomada de decisões sobre os procedimentos a serem realizados (SALVIANO, 1996), logo foram determinados parâmetros de posição (valores máximos e mínimos, média, moda, mediana), dispersão (variância, desvio padrão e coeficiente de variação) e forma (assimetria e curtose).

#### 3.4.2 Procedimentos analíticos

Para caracterizar os padrões espaciais das espécies presentes na FLONA de São Francisco de Paula, RS, os dados contidos em planilhas eletrônicas foram importados para o programa geoestatístico *GS+ versão 9.0* demonstrativa (Copyright© 1989-2013), desenvolvida por Gamma Design Software, onde procedeu-se a análise geoestatística através do ajuste de quatro modelos de semivariogramas, Esférico, Exponencial, Gaussiano e Linear (Tabela 1).

Tabela 1 - Modelos de semivariogramas utilizados para avaliar a dependência espacial das espécies na FLONA de São Francisco de Paula, RS

Modelo	Denominação
1 $y(h) = C_o + C \left[ \left( \frac{3}{2} \right) \left( \frac{h}{A} \right) - \left( \frac{1}{2} \right) \left( \frac{h}{A} \right)^3 \right]$	Esférico
2 $y(h) = C_o + C (1 - e^{-h/A})$	Exponencial
3 $y(h) = C_o + C (1 - e^{-h^2/A^2})$	Gaussiano
4 $y(h) = C_o + p(h)^2$	Linear

$y(h)$  = semivariância da variável de interesse;  $C_o$  = efeito pepita;  $C$  = patamar;  $A$  = alcance;  $h$  = distância;  $e$  = exponencial;  $p$  = inclinação da reta.

Para seleção dos melhores ajustes à sentinela, baseado na tentativa e erro (ajuste a critério do observador), descrito por Zimback (2001), utilizou-se: validação cruzada ("cross validation") ou "Jack - Knifing", a qual estima o valor de cada unidade amostrada, por meio do semivariograma ajustado, e plota os valores observados em função dos estimados (PELISSARI et al., 2013), podendo-se assim, comparar o valor estimado ao real, esta técnica permite avaliar a qualidade do método de estimativa de dados e, também define o melhor número de vizinhos mais próximos e utiliza como parâmetros de decisão o erro reduzido e a variância do erro reduzido, ideal quanto mais próximo ao valor 1.

Outro critério utilizado foi a menor soma dos quadrados dos resíduos (SQR), pois quanto menor o seu valor melhor será o modelo de semivariograma, segundo Biase et al., (2012) a utilização desse critério na seleção do modelo é preferido, por ser este mais sensível e mais robusto quando comparado com o coeficiente de determinação ( $R^2$ ) e por fim maior coeficiente de correlação obtido pelo método da validação cruzada.

Após o ajuste dos semivariogramas, foi realizada interpolações dos dados pelo método da krigagem ordinária pontual, que considera a dependência espacial e estima valores sem tendência e com variância mínima (VIEIRA, 2000), para fim de ilustração do comportamento espacial das variáveis foram confeccionado mapas de isolavores, que constituem-se como importante base para a interpretação da variabilidade espacial.

Para análise do grau de dependência espacial foi utilizada a classificação de Zimback (2001), que considera dependência espacial fraca os semivariogramas que têm efeito pepita menor ou igual a 25% do patamar, dependência espacial moderada quando o efeito pepita está entre 25 e 75 % e dependência espacial forte para valores maiores ou igual a 75%. Além disso, a fim de verificar a presença de anisotropia, observaram-se o comportamento dos semivariogramas em diferentes direções, procedimentos padrão do programa utilizado, antes de optar pelo uso de semivariogramas isotrópicos.

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 4.1 Caracterização florística

Com base nos dados do Inventário, da FLONA de São Francisco de Paula, foram avaliados 3.328 indivíduos distribuídos em 107 espécies e 37 famílias distintas, incluindo 189 indivíduos mortos e 13 não identificados. Considerando o número de indivíduos, as três espécies mais representativas no componente arbóreo foram *Myrtaceae* (1030), *Lauraceae* (356), e a *Euphorbiaceae* (285) seguidas da *Aquifoliaceae* (271), *Araucariceae* (252), *Sapindaceae* (149), *Salicaceae* (145), *Podocarpaceae* (96), *Asteraceae* (78), *primulaceae* (74), *Cunociaceae* (58), *Symplocacea* (50), *Celastraceae*, (45), *Fabaceae* e *Dicksoniaceae* (37), *Anacardiaceae* (30), *Solanaceae* (25), *Rutaceae* (20), *Theaceae* (14), *Cardiopteridaceae* e *Rosaceae* (11), *Annonaceae* (10), *Flacourtiaceae* (9), *Proteaceae* (8) *Rhamnaceae* (5), *Pricamniaceae* (4), *Cyatheaceae* (3) as demais famílias apresentaram de um a dois indivíduos.

A predominância das famílias *Myrtaceae*, *Lauraceae* e *Euphorbiaceae* em formações florestais rio-grandenses também foram constatadas no levantamento florístico realizado por Watzlawick et al., (2013) na FLONA de São Francisco Paula, segundo os autores dos 8.031 indivíduos amostrados e distribuídos em 107 espécies e 41 famílias 21,43% são de *Myrtaceae*; 12,46% de *Lauraceae* e 10,64% de *Euphorbiaceae*, ratificando a expressiva riqueza dessas famílias em relação aos demais indivíduos amostrados. Confirmando assim a presença expressiva dessas três famílias na formação florestal da FLONA de São Francisco de Paula.

Resultados semelhantes ao presente trabalho podem ser observados no estudo de Kanienski (2010) que após realizar a caracterização florística na mesma área do presente trabalho, obteve resultados que comprovam que dos 838,33 indivíduos amostrados 28% pertencem a família das *Myrtaceae* e 11% a família das *Lauraceae* comprovando a representatividade desses indivíduos em formações florestais de Floresta Ombrófila Mista. Klein (1984) já fazia referência à importância de *Myrtaceae* na Floresta Ombrófila Mista (FOM), pelo número de indivíduos encontrados. Esta importância vem sendo ratificada em diversos trabalhos realizados nas regiões sul e sudeste, nos últimos anos (CAPPELATTI et al., 2011; HIGUCHI et al., 2012; KANIESKI, 2012; WATZLAWICK et al., 2013).

Segundo Rosa et al., (2013) o padrão florístico encontrado, com *Myrtaceae* apresentando a maior riqueza de espécies, é típico da Floresta Ombrófila Mista. De acordo com Nascimento et al., (2001), a Floresta Ombrófila Mista constitui um importante centro de dispersão dessa família, sendo observado desde árvores de grande porte até arvoretas e arbusto que habitam o sub-bosque. De acordo com Sobral (2003) a expressiva presença de *Myrtaceae* é comum em tipos fitogeográficos do Rio Grande do Sul, pois trata-se da família com o maior número de espécies no estado.

O presente estudo pode ratificar as informações obtidas do trabalho de Watzlawick et al., (2013) em que se observou forte presença das famílias das *Aquifoliaceae*, *Araucariaceae* e *sapindaceae* na região fitogeográfica da FLONA de São Francisco de Paula. Trabalhos como o de Longhi (1980) e Sanquetta et al., (2000) ambos realizados em FOM consideraram essas famílias uma das mais características desse tipo de formação florestal.

Todavia, estudos como o de Medeiros et al., (2005) constataram que os remanescentes de Floresta Ombrófila Mista, não perfazem mais do que 0,07% da área original em território brasileiro. De acordo com os autores este cenário resultou na inclusão do ecossistema na categoria ameaçada em extinção, e sua espécie típica, a Araucária angustifolia, foi considerada em perigo de extinção.

#### 4.1.2 Densidade e frequência

A espécie *Blepharocalyx salicifolius* (Kunth) O. Berg apresentou uma densidade absoluta de 69,88 ind.ha<sup>-1</sup> e densidade relativa de 8,92 %. Seguida da *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze (63,28 ind.ha<sup>-1</sup> e 7,75%); morta (47,42 ind.ha<sup>-1</sup>, 5,54%); *Eugenia psidiiflora* O.Berg (38,88 ind.ha<sup>-1</sup>, 5,52%); *Ilex paraguariensis* A. St.-Hil. (35,93 ind.ha<sup>-1</sup>, 4,46%); *Sebastiania brasiliensis* Spreng. (34,17 ind.ha<sup>-1</sup>; 4,31%) (Tabela 2).

Watzlawick et al., (2013) após estudos florísticos realizados na Floresta Nacional de São Francisco de Paula, também obtiveram resultados que apontaram para uma maior densidade de indivíduos das espécies de *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze com densidade absoluta de 97,1 ind.ha<sup>-1</sup> e relativa de 12, *Ilex paraguariensis* A. St.-Hil (43,4 ind.ha<sup>-1</sup> e 5,36%), *Blepharocalyx salicifolius* (Kunth) O. Berg (42,2 ind.ha<sup>-1</sup> e 5,2 %). Segundo Kanieski (2010), a *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze mostra-se como uma espécie caracterizadora das áreas de Floresta Ombrófila Mista, e que mesmo com a grande pressão ao longo dos anos pela extração desta devido sua potencialidade madeireira, a

araucária ainda possui presença em muitos remanescentes florestais existentes. Ribeiro (2004) afirma ainda que a elevada densidade de *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze é um fator característico da formação florestal de Floresta Ombrófila Mista.

A densidade significativa dessas espécies também foram encontradas por Sonogo et al., (2007) tendo como as espécies de maior densidade a *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze, com densidade absoluta de 237,93 ind.ha<sup>-1</sup> e densidade relativa de 16,47%, seguidas das espécies *Blepharocalyx salicifolius* (Kunth) O. Berg ( 41,38 ind.ha<sup>-1</sup> e 9,79% ), *Sebastiania brasiliensis* Spreng (113,79 ind.ha<sup>-1</sup> e 7,88%) e *Ilex paraguariensis* A. St.-Hil (100 ind.ha<sup>-1</sup> e 6,92%), para os autores a forte presença dessas espécies na área provavelmente está ligado a formação florestal da área.

As espécies de maior densidade na área amostrada do presente estudo também foram as espécies de maior frequência absoluta e relativa. A espécie *Blepharocalyx salicifolius* (Kunth) O. Berg apresentou uma frequência absoluta de 40,23 % e 7,29% frequência relativa, a *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze, uma frequência absoluta de 40,20% e relativa de 7,04%), e os indivíduos mortos com densidade absoluta de 34,89% e 6,01% de densidade relativa) (Tabela 2). Ribeiro (2004) também encontrou, frequências absolutas e relativas significativas para essas espécies em estudos realizados na FLONA de São Francisco de Paula, para a espécie *Blepharocalyx salicifolius* (Kunth) O. Berg, os autores encontram 33,80% de frequência absoluta e 5,67 de frequência relativa. Sonogo et al., (2007) encontraram frequências absolutas e relativas significativas para as mesmas espécies na FLONA de São Francisco de Paula, sendo elas frequência absoluta de 82,76% e 10,34 de densidade relativa para o número de indivíduos da *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze, 75,6% de densidade absoluta e 9,48% de densidade relativa para a espécie *Blepharocalyx salicifolius* (Kunth) O. Berg. Resultados com valores significativos para espécie *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze também foram encontradas em um remanescente de Floresta Ombrófila Mista em Guarapuava, PR por Cordeiro e Rodrigues (2007).

A área do presente estudo apresentou alta diversidade florística com índice de Shannon de 3,43. Resultados semelhante também foram encontrados por Watzlawick et al., (2013) e Ribeiro (2004) comprovando que a FLONA de São Francisco de Paula, apresenta alta diversidade florística. Longhi (1980) afirma que a alta diversidade observada na FLONA de São Francisco de Paula, tem forte relação com o fato da região sul do Brasil, apresentar condições para o desenvolvimento de florestas heterogêneas similares às tropicais. No presente estudo verificou-se que o valor de 0,79 para o índice de equabilidade de Pielou levando a inferir que houve uma uniformidade da média. Resultados semelhantes foram



encontrados por Kanieski et al., (2012) com índice de Pielou de 0,76, afirmando haver alta uniformidade na composição das espécies nas parcelas. Segundo Watzlawick et al., (2013) este resultado determina certa dominância ecológica de poucas espécies na comunidade. O Quociente de Mistura de Jentsch (QM) calculado nas quatro parcelas do presente estudo foi de 1/13, indicando que, para cada treze indivíduos amostrados, encontrou-se uma nova espécie.

Tabela 2 - Densidade e frequência das espécies amostradas na área da FLONA de São Francisco de Paula, RS

Espécie	Nome vulgar	N	DA	DR	FA	FR
<i>Blepharocalyx salicifolius</i> (Kunth) O. Berg	Murta	278	69,88	8,92	40,23	7,29
<i>Araucaria angustifolia</i> (Bertol.) Kuntze	Pinheiro-brasileiro	252	63,28	7,75	40,20	7,04
Morta	Morta	189	47,42	5,64	34,89	6,01
<i>Eugenia psidiiflora</i> O.Berg	Guamirim psidiiflora	154	38,88	5,52	17,93	3,54
<i>Ilex paraguariensis</i> A. St.-Hil.	Erva-mate	143	35,93	4,46	26,89	4,76
<i>Sebastiania brasiliensis</i> Spreng.	Branquilho-leiteiro	136	34,17	4,31	20,85	3,75
<i>Ilex brevicuspis</i> Reissek	Caúna	122	30,64	3,64	20,10	3,45
<i>Myrciaria floribunda</i> (West ex Willd.) O. Berg	Cambuí	120	30,03	2,97	12,27	1,80
<i>Cryptocarya aschersoniana</i> Mez	Canela fogo	117	29,42	3,73	21,37	3,81
<i>Matayba elaeagnoides</i> Radlk.	Camboatá branco	109	27,40	3,51	19,11	3,49
<i>Nectandra megapotamica</i> (Spreng.) Mez	Canela-preta	107	26,91	3,46	21,12	3,82
<i>Podocarpus lambertii</i> Klotzsch ex Endl.	Pinheiro-bravo	96	24,01	2,33	15,26	2,17
<i>Sebastiania commersoniana</i> (Baill.) L.B. Sm. & Downs	Branquilho-comum	91	22,94	3,16	13,86	2,64
<i>Campomanesia rhombea</i> O.Berg	Guabiroba rhombea	90	22,61	2,87	14,58	2,64
<i>Ocotea pulchella</i> (Nees) Mez	Canela do brejo	67	16,84	2,07	14,07	2,46
<i>Myrciaria tenella</i> (DC.) O. Berg	Camboim tenella	65	16,26	1,59	10,76	1,52
<i>Banara parviflora</i> (A. Gray) Benth.	Farinha seca	64	16,07	1,96	13,81	2,41
<i>Eugenia uruguayensis</i> Cambess.	Batinga-vermelha	63	15,76	1,53	10,76	1,53
<i>Casearia decandra</i> Jacq.	Guaçatunga	62	15,58	1,85	11,06	1,90
<i>Myrsine umbellata</i> Mart.	Capororoca	55	13,79	1,53	10,79	1,75
<i>Sapium glandulosum</i> (L.) Morong	Pau-leiteiro	55	13,78	1,46	9,28	1,46
<i>Lamanonia ternata</i> Vell.	Guaraperê	54	13,53	1,45	11,53	1,78
<i>Myrceugenia cucullata</i> D. Legrand	Guamirim cucullata	47	11,84	1,60	10,08	1,92
<i>Maytenus evonymoides</i> Reissek	Coração de bugre	45	11,27	1,21	7,02	1,09

Tabela 2 – Densidade e Frequência das espécies amostradas na área da FLONA de São Francisco de Paula, RS

Espécie	Nome Vulgar	N	DA	DR	FA	FR
<i>Dicksonia sellowiana</i> Hook.	Xaxim	37	9,31	1,20	7,80	1,43
	Camboata					
<i>Cupania vernalis</i> Cambess	vermelho	37	9,29	1,15	8,29	1,46
<i>Myrrhinium atropurpureum</i> Schott	Pau ferro	31	7,77	0,85	7,27	1,14
<i>Lithraea brasiliensis</i> Marchand	Aroeira-bugre	30	7,51	0,74	6,76	0,97
	Sete-sangrias					
<i>Symplocos tetrandra</i> (Mart.) Miq.	tetrandra	30	7,50	0,71	5,25	0,72
	Guabiroba					
<i>Campomanesia xanthocarpa</i> O.Berg	xanthocarpa	29	7,32	1,02	6,31	1,22
<i>Cinnamomum glaziovii</i> (Mez) Kosterm.	Canela crespa	28	7,04	0,88	5,78	1,00
	Guamirim					
<i>Calyptanthes concinna</i> DC.	concinna	27	6,75	0,65	5,25	0,74
<i>Myrceugenia miersiana</i> (Gardner) D. Legrand & Kausel	Guamirim	26	6,53	0,79	4,27	0,74
	miersiana					
	Camboim					
<i>Siphoneugena reitzii</i> D. Legrand	reitzii	25	6,25	0,59	3,75	0,51
	Rabo de					
<i>Lonchocarpus campestris</i> Mart. ex Benth.	bugio	24	6,03	0,77	5,03	0,91
	Espinho-					
<i>Xylosma pseudosalzmanii</i> Sleumer	judeu	19	4,77	0,59	4,77	0,84
	Mamica-de-					
<i>Zanthoxylum rhoifolium</i> Lam.	cadela	17	4,25	0,40	3,75	0,51
	Araçazeiro do					
<i>Myrcianthes gigantea</i> (D. Legrand) D. Legrand	mato	16	4,01	0,40	3,51	0,51
<i>Symplocos platyphylla</i> Benth.	Pau-de-canga	16	4,00	0,38	3,50	0,48
	Pau de santa					
<i>Gordonia acutifolia</i> (Wawra) H. Keng	rita	14	3,51	0,36	2,51	0,37
	Cerejeira-do-					
<i>Eugenia involucrata</i> DC.	mato	13	3,28	0,44	2,27	0,43
	Não					
Não identificada	identificada	13	3,26	0,39	3,01	0,51
	Caporoca-					
<i>Myrsine lorentziana</i> (Mez) Arechav.	d'agua	13	3,25	0,31	3,25	0,45
	Coreana do					
<i>Solanum pseudoquina</i> A. St.-Hill.	mato	12	3,02	0,38	2,77	0,50
	Sucará					
<i>Dasyphyllum spinescens</i> (Less.) Cabrera	spinescens	12	3,00	0,36	1,50	0,27
	Gongonha-					
<i>Citronella gongonha</i> (Mart.) R.A.Howard	espinhosa	11	2,76	0,35	2,26	0,41
<i>Dasyphyllum tomentosum</i> (Spreng.) Cabrera	Sucará piloso	11	2,76	0,34	2,76	0,49
<i>Ocotea puberula</i> (Rich.) Nees	Canela-guaicá	11	2,76	0,34	2,26	0,40
	Camboim					
<i>Myrciaria delicatula</i> (DC.) O.Berg	delicatula	11	2,76	0,32	2,51	0,42
	Pessegueiro-					
<i>Prunus myrtifolia</i> (L.) Urb.	do-mato	11	2,76	0,31	2,76	0,44
<i>Solanum sanctaecatharinae</i> Dunal	joá manso	10	2,51	0,29	2,01	0,32
<i>Ocotea pulchra</i> Vattimo-Gil	Canela pilosa	10	2,51	0,31	2,51	0,45
	Guamirim-					
<i>Calyptanthes kleinii</i> D.Legrand	ferro	9	2,27	0,33	2,02	0,40
<i>Ocotea lancifolia</i> (Shott) Mez	Canela pilosa	8	2,02	0,27	2,02	0,38
	Carvalho-					
<i>Roupala brasiliensis</i> Klotzsch	brasileiro	8	2,01	0,27	2,01	0,38
	Goiaba da					
<i>Acca sellowiana</i> (O.Berg) Burret	serra	8	2,01	0,26	2,01	0,37
	Araticum-					
<i>Annona rugulosa</i> (Schltdl.) H.Rainer	quaresma	8	2,01	0,24	2,01	0,34
<i>Scutia buxifolia</i> Reissek	Coronilha	6	1,51	0,19	1,26	0,22

Tabela 2 – Densidade e Frequência das espécies amostradas na área da FLONA de São Francisco de Paula, RS

Espécie	Nome Vulgar	N	DA	DR	FA	FR
<i>Myrsine coriacea</i> (Sw.) R.Br.	Capororoquin ha	6	1,51	0,18	1,51	0,25
<i>Vernonanthura discolor</i> (Spreng.) H.Rob.	Vassourão branco	5	1,26	0,17	1,26	0,24
<i>Myrcia oligantha</i> O.Berg	Guamirim oligantha	5	1,26	0,16	1,01	0,18
<i>Machaerium stipitatum</i> (DC.) Vogel	Canela-do- brejo	5	1,25	0,12	0,75	0,10
<i>Cryptocarya moschata</i> Nees & Mart. ex Nees	Canela-cega Guamirim	4	1,01	0,13	0,76	0,14
<i>Myrceugenia myrcioides</i> (Cambess.) O. Berg	myrcioides	4	1,01	0,13	1,01	0,18
<i>Picramnia parvifolia</i> Engl.	Pau-amargo	4	1,01	0,13	1,01	0,18
<i>Inga vera</i> Willd.	Ingá Banana	4	1,00	0,11	1,00	0,16
<i>Weinmannia paulliniifolia</i> Pohl ex Ser.	Gramimunha Caúna	4	1,00	0,11	1,00	0,15
<i>Ilex dumosa</i> Reissek	dumosa	4	1,00	0,10	1,00	0,14
<i>Casearia sylvestris</i> Sw.	Chá de bugre	4	1,00	0,10	0,50	0,07
<i>Alsophila setosa</i> Kaulf.	Samambaiçu	3	0,76	0,11	0,76	0,15
<i>Acacia bonariensis</i> Gillies ex Hook. & Arn.	Unha-de-gato Sucará	3	0,76	0,11	0,25	0,05
<i>Xylosma tweediana</i> (Clos) Eichler	tweediana	3	0,76	0,09	0,76	0,13
<i>Allophylus edulis</i> (A.St.-Hil., Cambess. & A. Juss.) Radlk.	Chal-chal Guamirim	3	0,75	0,09	0,75	0,13
<i>Myrcia oblongata</i> DC.	oblongata	3	0,75	0,09	0,75	0,13
<i>Ocotea indecora</i> (Shott) Mez	Canela	2	0,51	0,07	0,51	0,10
<i>Stillingia oppositifolia</i> Baill. ex Müll.Arg.	Leiterinho Canela- vermelha	2	0,51	0,07	0,51	0,10
<i>Aiouea saligna</i> Meisn.	vermelha	2	0,51	0,07	0,25	0,05
<i>Cedrela fissilis</i> Vell.	Cedro Figueira	2	0,50	0,06	0,50	0,09
<i>Oreopanax fulvum</i> Marchal	braba	2	0,50	0,06	0,50	0,09
<i>Strychnos brasiliensis</i> (Spreng.) Mart	Anzol-de- lontra	2	0,50	0,06	0,50	0,09
<i>Symplocos uniflora</i> (Pohl) Benth.	Sete-sangrias uniflora Sucará	2	0,50	0,06	0,50	0,09
<i>Xylosma tweedianum</i>	tweedianum Caúna	2	0,50	0,06	0,50	0,09
<i>Ilex microdonta</i> Reissek	microdonta	2	0,50	0,05	0,50	0,07
<i>Myrceugenia macrosepala</i> (Burret) D.Legrand & Kausel	Guamirim macrosepala	2	0,50	0,05	0,50	0,07
<i>Myrcia lajeana</i> D. Legrand	Cambuí lanjeana	2	0,50	0,05	0,50	0,07
<i>Symplocos pentandra</i> Occhioni	Sete-sangrias pentandra	2	0,50	0,05	0,50	0,07
<i>Calypttranthes iraiensis</i> Mattos	Guaburiti	1	0,25	0,04	0,25	0,05
<i>Cinnamodendron dinisii</i> Schwanke	Pimenteira	1	0,25	0,04	0,25	0,05
<i>Rollinia rugulosa</i> Schltld.	Araticum	1	0,25	0,04	0,25	0,05
<i>Zanthoxylum kleinii</i> (R.S.Cowan) P.G.Waterman	Mamica de cadela kleinii Mamica-de- cadela	1	0,25	0,04	0,25	0,05
<i>Zanthoxylum rhoifolium</i> Lam.	rhoifolium	1	0,25	0,04	0,25	0,05
<i>Cestrum corymbosum</i> Schltld.	Coerana	1	0,25	0,03	0,25	0,05

Tabela 2 – Densidade e Frequência das espécies amostradas na área da FLONA de São Francisco de Paula, RS

Espécie	Nome Vulgar	N	DA	DR	FA	FR
<i>Senegalia bonariensis</i> (Gillies ex Hook. & Arn.) Seigler & Ebinger	Unha-de-gato Coerana	1	0,25	0,03	0,25	0,05
<i>Cestrum euanthes</i> Schtdl.	amarela	1	0,25	0,03	0,25	0,05
<i>Dolichandra unguis-cati</i> (L.) L.G.Lohmann	Unha-de-gato Caujuja-de- ule	1	0,25	0,03	0,25	0,05
<i>Clethra uleana</i> Sleumer		1	0,25	0,02	0,25	0,04
<i>Drimys brasiliensis</i> Miers	Casa de anta	1	0,25	0,02	0,25	0,04
<i>Duranta vestita</i> Cham.	Sucará vestita	1	0,25	0,02	0,25	0,04
<i>Gochmatia polymorpha</i> (Less.) Cabr.	Cambará	1	0,25	0,02	0,25	0,04
<i>Myrcianthes pungens</i> (O.Berg) D. Legrand	Guabiju Braço-de- mico	1	0,25	0,02	0,25	0,04
<i>Piptocarpha notata</i> (Less.) Baker	Aguai	1	0,25	0,02	0,25	0,04
<i>Pouteria gardneriana</i> (DC.) Radlk.	Araticum	1	0,25	0,02	0,25	0,04
<i>Rollinia salicifolia</i> Schtdl.	salicifolia	1	0,25	0,02	0,25	0,04
<i>Solanum pseudocapsicum</i> L.	Peloteira Carne-de- vaca	1	0,25	0,02	0,25	0,04
<i>Styrax leprosus</i> Hook. & Arn.		1	0,25	0,02	0,25	0,04
<i>Zanthoxylum fagara</i> (L.) Sarg.	Coentrilho	1	0,25	0,02	0,25	0,04
Total		3328	835,62	100	586,10	100

**Legenda:** DA – Densidade absoluta; DR – Densidade relativa; FA – Frequência absoluta; FR – Frequência relativa

## 4.2 Análise estatística descritiva e análise espacial

A análise estatística descritiva das 100 subunidades das parcelas 1537, 1538, 1539 e 1540 são apresentadas respectivamente na Tabela 3, Tabela 4, Tabela 5 e Tabela 6. A análise estatística constatou que nas quatro parcelas no presente estudo houve semelhança entre as medidas de posição (média e mediana) das variáveis analisadas em cada uma das parcelas, expressando assimetria das distribuições, indicando que o ponto central para cada valor analisado é similar a média das variáveis estudadas em cada amostra, não havendo discrepâncias acentuadas em nenhuma das unidades amostrais.

Com relação ao afastamento da variável a um valor central (coeficiente de assimetria), os dados expressos respectivamente nas Tabelas 3, 4, 5 e 6, em sua maioria apresentaram uma distribuição assimétrica negativa, cujo os valores de assimetria foram maiores que zero. Os valores dos coeficientes de curtose, que mede o grau de achatamento de curvas de distribuição de frequências, (Tabela 3, 4, 5 e 6) constataram que as variáveis das quatro

parcelas apresentam uma curva de distribuição leptocúrtica (valores de curtose positivos) mostrando que cada uma das analisadas há alta heterogeneidade nos dados.

As quatro unidades amostrais apresentaram elevados coeficientes de variação (Tabela 3, 4, 5 e 6), acima de 30%, de acordo com os parâmetros propostos por Andriotti (2003). Os maiores valores de coeficiente de variação observados foram para o número de indivíduos de *Ocotea pulchella* (Nees) Mez (209.02% - Tabela 3), *Araucária angustifolia* (Bertol.) Kuntze (209.19% - Tabela 4), *Cryptocarya aschesoniana* Mez (198,33% - Tabela 5) e *Camponesia rhombea* O. Berg (203.56% - Tabela 6). Os menores valores de coeficientes de variação foram obtidos para o índice de equabilidade de Pielou, 11,60; 5,62; 23,44 e 15,15% respectivamente nas tabelas 3, 4, 5 e 6.

Amaral et al., (2013) observaram que distúrbios apresentados pela floresta poderiam ter causado um alto coeficiente de variação, mostrando haver ocorrência diferenciada das espécies presentes no fragmento de Floresta Ombrófila Mista avaliado. Silva et al., (2011) afirmam ainda que esse fato tem grande relação com o histórico de exploração que essas formações florestais sofreram no passado, e que esses distúrbios são reflexos da redução e descaracterização dessas formações fitogeográficas. Dentre as quatro parcelas analisadas o maior coeficiente de variação foi para a araucária (209,19%). Para Silva et al., (2011) esse elevado valor reflete o histórico de exploração intensa que essa espécie sofreu, e que os reflexos desse acontecimento foi a alteração na fisionomia e da estrutura dos fragmentos florestais, bem como dos processos de regeneração.

Os ajustes dos parâmetros variográficos apresentados na Tabela 7, demonstram valores insatisfatórios para caracterização de dependência espacial das variáveis analisadas, não existindo variância estruturada. Os parâmetros semivariográficos obtidos indicaram uma baixa qualidade dos ajustes, uma vez que a maioria dos valores do erro amostral ( $C_0$ ), nível de estabilidade da variância ( $C/C+C_0$ ) bem como o alcance ( $a$ ) foram insuficientes para identificar e avaliar a estrutura da variabilidade espacial dos dados da amostra 1537. Segundo Vieira (2000) nesses casos, a semivariância é constante e igual ao patamar para qualquer distância, o que representa a ausência total de dependência espacial, não existindo variância estruturada (Tabela 7). Indicando que as diferenças entre os valores medidos estão distribuídos ao acaso e não apresentam um padrão possível para obter superfícies interpoladas por krigagem (ORTIZ et al., 2006).

Os dados obtidos na análise descritiva (Tabela 3) indicam que as espécies presentes na parcela 1537 apresentam alguma alteração na sua ocorrência no fragmento florestal analisado. Este fato de acordo com Amaral et al., (2013) pode ter impedido realizar

caracterização da variabilidade espacial, devido os distúrbios sofridos pela floresta provocarem a quebra da continuidade espacial, restringindo assim a aplicação de técnicas geoestatísticas. Amaral (2010) afirma que as estimativas dos parâmetros variográficos, tais como os obtidos na Tabela 7 são insatisfatórios e que esses impossibilitam gerar mapas de isovalores das variáveis analisadas (superfície interpolada por krigagem).

Tabela 3 - Estatística descritiva das variáveis da parcela 1537 da FLONA de São Francisco de Paula, RS.

Variável	Média	Mediana	Moda	Valor máx.	Valor min	Variância	Desv. Padrão	Assimetria	Curtose	Erro padrão	CV%
N. de Indivíduos por ua	6,94	6,5	6	13	0	6,1580	2,4815	0,4990	0,0875	0,2482	35,76
N. total de espécies amostradas	5,01	5	4	10	0	2,7171	1,6484	0,7156	1,5885	0,1648	32,90
Diversidade Máxima	1,56	1,61	1,39	2,3	0	0,1128	0,3358	-0,8405	4,0718	0,0336	21,49
Índice de Shannon-Weaner	1,48	1,495	1,33	2,3	0	0,1195	0,3456	-0,6523	2,8156	0,0346	23,34
Índice de Simpson	0,88	0,9	1	1	0	0,0179	0,1339	-3,3162	18,1486	0,0134	15,26
Índice de Pielou	0,94	0,96	1	1	0	0,0118	0,1086	-6,7185	56,4658	0,0109	11,60
>DAP	48,23	49,52	36,99	80,88	0	196,6604	14,0236	-0,3225	0,8561	1,4024	29,08
<DAP	12,22	10,98	9,61	35,49	0	16,3465	4,0431	2,5922	12,3489	0,4043	33,10
>HTOTAL	8,12	8,25	7,1	14,3	0	11,0331	3,3216	-0,2119	-0,7807	0,3322	40,92
<HTOT	8,12	8,25	7,1	14,3	0	11,0331	3,3216	-0,2119	-0,7807	0,3322	40,92
Área basal	0,46	0,43	Amodal	1,02	0	0,0507	0,2252	0,4587	-0,3019	0,0225	49,21
Volume total	4,33	4,14	Amodal	9,58	0	4,2720	2,0669	0,4484	-0,24807	0,2067	47,72
<i>Eugenia psidiiflora</i> O.Berg	1,48	1	Amodal	6	0	2,2117	1,4872	1,0831	0,7296	0,1487	100,49
<i>Ilex brevicuspis</i> Reissek	0,41	0	Amodal	4	0	0,5104	0,7144	2,1083	5,8307	0,0718	172,51
<i>Blepharocalyx salicifolius</i> (Kunth) O. Berg	0,48	0	Amodal	3	0	0,4790	0,6921	1,3127	1,1303	0,0699	172,51
<i>Sebastiania commersoniana</i> (Baill.) L.B.											
Sm. & Downs	0,65	0	Amodal	7	0	1,4554	1,2064	2,5307	8,0398	0,1212	186,61
<i>Nectandra megapotamica</i> (Spreng.) Mez	0,3	0	Amodal	3	0	0,3737	0,6113	2,1654	4,5604	0,0611	203,78
<i>Ocotea pulchella</i> (Nees) Mez	0,26	0	Amodal	2	0	0,2954	0,5435	2,0186	3,1802	0,0543	209,02
Morta	0,38	0	Amodal	3	0	0,3655	0,6046	1,6608	3,1191	0,0620	159,54

**Legenda:** ua – unidade amostra; DAP – Diâmetro altura do peito; HTOTAL – Altura total; Valor Máx. – Valor Máximo; Valor min – Valor mínimo; Desv. Padrão – Desvio padrão; CV% - Coeficiente de variação.

Tabela 4 - Estatística descritiva das variáveis da parcela 1538 da FLONA de São Francisco de Paula, RS.

Variável	Média	Mediana	Moda	Valor máx.	Valor min.	Variância	Desv. Padrão	Assimetria	Curtose	Erro padrão	CV%
N.de indivíduos por ua	10,58	10	8	22	3	12,6097	3,5510	0,6359	0,3766	0,355	33,56
N. total de espécies amostradas	7,31	7	7	14	2	4,8019	2,1913	0,3055	0,1366	0,219	29,98
Diversidade Máxima	1,94	1,95	1,95	2,64	0,7	0,1060	0,3256	-0,8104	1,5916	0,033	16,77
Índice de Shannon - Weaner	1,84	1,89	2,25	2,47	0,6	0,1186	0,3444	-0,7581	0,7730	0,034	18,77
Índice de Simpson	0,91	0,93	0,93	1	0,5	0,0067	0,0818	-1,8780	4,2995	0,005	9,02
Índice de Pielou	0,94	0,95	0,98	1	0,6	0,0028	0,0530	-2,7759	12,1622	0,005	5,62
>DAP	42,29	41,54	42,11	89,1	18,0	160,8782	12,6838	0,8583	1,1147	1,268	29,99
<DAP	10,57	10,21	9,71	14,7	9,6	1,1243	1,0604	1,8502	3,8194	0,106	10,03
>HTOTAL	17,19	17,2	16,7	26,4	11,1	8,0901	2,8443	0,4257	0,6605	0,284	16,55
<HTOTAL	7,90	8,25	8,5	12,7	1,8	4,1576	2,0390	-0,5795	0,3398	0,204	25,82
Área basal	0,45	0,41	Amodal	1,4	0,1	0,0542	0,2327	1,1457	2,2750	0,023	51,66
Volume total	4,19	4,08	Amodal	10,3	0,7	4,6490	2,1562	0,8501	0,6979	0,216	51,49
<i>Podocarpus lambertii</i> Klotzsch ex Endl.	1,14	1	1	5	0	1,1834	1,0878	1,1722	1,5290	0,122	95,63
<i>Myrciaria floribunda</i> (West ex Willd.) O. Berg	1,09	0	Amodal	13	0	3,8201	1,9545	3,1099	13,8464	0,195	179,31
<i>Araucaria angustifolia</i> (Bertol.) Kuntze	0,37	0	Amodal	5	0	0,5991	0,7740	3,1142	13,2652	0,077	209,19
<i>Vernonia discolor</i> (Spreng.) Less.	0,44	0	Amodal	4	0	0,6731	0,8204	2,3799	6,4858	0,082	186,46
<i>Eugenia uruguayensis</i> Cambess.	0,59	0	Amodal	4	0	0,7898	0,8887	1,6163	2,3062	0,089	150,63
<i>Myrciaria tenella</i> (DC.) O. Berg	0,61	0	Amodal	5	0	0,8666	0,9309	2,0099	5,3361	0,093	152,61
<i>Morta</i>	0,57	0	Amodal	4	0	0,8536	0,9239	1,9860	4,2004	0,092	162,09

**Legenda:** ua – unidade amostra; DAP – Diâmetro altura do peito; HTOTAL – Altura total; Valor Máx. – Valor Máximo; Valor min – Valor mínimo; Desv. Padrão – Desvio padrão; CV% - Coeficiente de variação.



Tabela 5 - Estatística descritiva das variáveis da parcela 1539 da FLONA de São Francisco de Paula, RS.

Variável	Média	Mediana	Moda	Valor máx.	Valor min.	Variância	Desv. Padrão	Assimetria	Curtose	Erro padrão	CV%
N.de indivíduos por ua	7,41	7	7	16	0	12,1231	3,4818	0,102038	-0,5403	0,3482	46,99
N. total de espécies amostradas	5,35	5,5	6	11	0	5,1187	2,2625	-0,0350446	-0,4502	0,2262	42,29
Diversidade Máxima	1,56	1,7	1,79	2,4	0	0,2877	0,5363	-1,2600039	1,6094	0,0536	34,29
Índice de Shannon - Weaner	1,49	1,57	1,1	2,3	0	0,2624	0,5123	-1,1960461	1,5576	0,0512	34,47
Índice de Simpson	0,86	0,9	1	1	0	0,0451	0,2123	-3,3275544	11,1547	0,0212	24,81
Índice de Pielou	0,90	0,95	1	1	0	0,0449	0,2119	-3,9720015	14,6884	0,0212	23,44
>DAP	50,14	50,01	27,85	90,4	0	399,82295	19,9956	-0,0662	-0,8292	1,9996	39,88
<DAP	12,67	10,455	10,19	72,1	0	96,891	9,8433	5,1694	27,2801	0,9843	77,70
>HTOT	21,47	21,75	21,9	33,5	0	32,827	5,7295	-0,8701	1,7224	0,5730	26,69
<HTOT	8,37	8,25	5,1	28,2	0	20,747	4,5549	1,4037	4,4466	0,4555	54,45
Área basal	0,41	0,35	Amodal	1,6744	0	0,0942606	0,3070	1,1976348	2,0416	0,0307	74,64
Volume total	4,96	3,88	Amodal	21,9827	0	17,7385	4,2117	1,2440208	1,8184	0,4212	84,95
<i>Araucaria angustifolia</i> (Bertol.) Kuntze	0,98	1	1	4	0	0,9491	0,9742	1,1776	1,4132	0,0974	99,41
<i>Blepharocalyx salicifolius</i> (Kunth) O.Berg	1,04	1	0	5	0	1,6549	1,2864	1,3184	1,1344	0,1286	123,70
<i>Sebastiania brasiliensis</i> Spreng.	0,67	0	0	5	0	1,0920	1,0450	2,0017	4,2841	0,1045	155,97
<i>Ilex paraguariensis</i> A. St.-Hil.	0,54	0	0	4	0	0,6595	0,8121	1,7506	3,4162	0,0816	151,69
<i>Matayba elaeagnoides</i> Radlk.	0,5	0	0	3	0	0,6162	0,7850	1,5344	1,6630	0,0785	156,99
<i>Cryptocarya aschersoniana</i> Mez	0,37	0	0	3	0	0,5385	0,7338	2,2631	4,9359	0,0734	198,33
<i>Nectandra megapotamica</i> (Spreng.) Mez	0,34	0	0	4	0	0,4489	0,6700	2,5615	8,7411	0,0670	197,06
Morta	0,33	0	0	3	0	0,4082	0,6389	2,2099	5,3278	0,0642	191,66

**Legenda:** ua – unidade amostra; DAP – Diâmetro altura do peito; HTOTAL – Altura total; Valor Máx. – Valor Máximo; Valor min – Valor mínimo; Desv. Padrão – Desvio padrão; CV% - Coeficiente de variação.

Tabela 6 - Estatística descritiva das variáveis da parcela 1540 da FLONA de São Francisco de Paula, RS.

Variável	Média	Mediana	Moda	Valor máx.	Valor min.	Variância	Desv. Padrão	Assimetria	Curtose	Erro padrão	CV%
N.de indivíduos por ua	8,35	8	7	18	1	13,7045	3,7020	0,3958	-0,2264	0,3702	44,33
N. total de espécies amostradas	5,67	5	4	13	1	6,0617	2,4621	0,6593	0,1039	0,2462	43,42
Diversidade Máxima	1,63	1,61	1,39	2,56	0	0,2277	0,4772	-0,7755	1,4987	0,0477	29,19
Índice de Shannon - Weaner	1,55	1,54	1,33	2,4	0	0,2140	0,4626	-0,6437	1,1833	0,0463	29,92
Índice de Simpson	0,87	0,9	1	1	0	0,0242	0,1555	-3,6358	18,0910	0,0155	17,93
Índice de Pielou	0,93	0,95	1	1	0	0,0197	0,1404	-5,9218	37,7364	0,0140	15,15
>DAP	44,75	43,02	43,61	90,4	10,28	479,3933	21,8951	0,2569	-1,1340	2,1895	48,93
<DAP	9,82	10,08	10,19	16,39	2,2	5,5193	2,3493	-0,8071	2,1831	0,2349	23,93
>HTOT	20,45	20,15	20,1	31,9	10,6	10,5696	3,2511	0,4183	1,4794	0,3251	15,89
<HTOT	9,31	9,25	9,3	17,9	2,2	10,4047	3,2256	0,2563	0,1078	0,3226	34,65
Área basal	0,48	0,433	Amodal	1,9686	0,01	0,0924	0,3039	1,6480	5,3660	0,0304	63,50
Volume total	4,60	4,47	Amodal	11,10	0,07	5,7205	2,3918	0,4522	-0,0843	0,2392	51,96
<i>Araucaria angustifolia (Bertol.) Kuntze</i>	1,06	1	0	4	0	1,3095	1,1443	0,7886	-0,3663	0,1144	107,96
<i>Blepharocalyx salicifolius (Kunth) O.Berg</i>	1,13	1	0	6	0	1,8516	1,3607	1,2816	1,2000	0,1361	120,42
<i>Morta</i>	0,63	0	0	3	0	0,6799	0,8246	1,2278	0,8693	0,0825	130,88
<i>Sebastiania brasiliensis Spreng.</i>	0,67	0	0	5	0	1,1526	1,0736	2,0953	4,8341	0,1074	160,24
<i>Matayba elaeagnoides Radlk.</i>	0,5	0	0	3	0	0,6364	0,7977	1,5228	1,4984	0,0798	159,54
<i>Ilex paraguariensis A. St.-Hil.</i>	0,53	0	0	5	0	0,7971	0,8928	2,2978	6,6672	0,0893	168,45
<i>Campomanesia rhombea O.Berg</i>	0,42	0	0	4	0	0,7309	0,8549	2,3326	5,5999	0,0855	203,56

**Legenda:** ua – unidade amostra; DAP – Diâmetro altura do peito; HTOTAL – Altura total; Valor Máx. – Valor Máximo; Valor min – Valor mínimo; Desv. Padrão – Desvio padrão; CV% - Coeficiente de variação.

Tabela 7 - Parâmetros variográficos das variáveis da parcela 1537 na FLONA de São Francisco de Paula, RS.

Variável	Modelo	Efeito pepita (co)	Patamar (Co+C)	Alcance (m)	R <sup>2</sup>	SQR	C/(C <sub>0</sub> + C)	Dependência espacial
N. de Indivíduos por ua	Gaussiano	0,590000	6,2280	3,290900	0	0,0924	0,9050	Ausência de variância estruturada
N. total de espécies amostradas	Gaussiano	0,150000	2,737000	3,325800	0	0,0258	0,9450	Ausência de variância estruturada
Diversidade Máxima	Gaussiano	0,012200	0,115400	3,117700	0	1,75E-04	0,8940	Ausência de variância estruturada
Índice de Shannon-Weaner	Gaussiano	0,014300	0,122600	3,290900	0	2,52E-04	0,8830	Ausência de variância estruturada
Índice de Simpson	Gaussiano	0,002940	0,018688	10,044900	0,001	4,41E-05	0,8430	Ausência de variância estruturada
Índice de Pielou	Exponencial	0,002110	0,013220	10,200000	0,014	1,74E-05	0,840	Ausência de variância estruturada
>DAP	Gaussiano	18,000000	201,600000	3,238900	0	293	0,911	Ausência de variância estruturada
<DAP	Exponencial	10,410000	20,830000	50,640000	0,6980	3,39	0,5000	Ausência de variância estruturada
>HTOT	Gaussiano	1,290000	11,070000	12,297600	0,0200	14	0,8830	Ausência de variância estruturada
<HTOT	Exponencial	1,480000	11,890000	19,200000	0,2680	4,8	0,8760	Ausência de variância estruturada
Área basal	Exponencial	0,002400	0,049800	0,600000	0,0000	1,96E-05	0,9520	Ausência de variância estruturada
Volume total	Exponencial	0,080000	4,078000	0,900000	0,0000	0,138	0,9800	Ausência de variância estruturada
<i>Eugenia psidiiflora O.Berg</i>	Exponencial	0,295000	2,418000	12,9000	0,172	0,0519	0,8780	Ausência de variância estruturada
<i>Ilex brevicuspis Reissek</i>	Gaussiano	0,089000	0,551000	11,777900	0,0730	4,82E-03	0,8380	Ausência de variância estruturada
<i>Blepharocalyx salicifolius (Kunth) O. Berg</i>	Gaussiano	0,600000	0,481000	12,644000	0,028	0,0257	0,8750	Ausência de variância estruturada
<i>Sebastiania commersoniana (Baill.) L.B.</i>								
<i>Sm. &amp; Downs</i>	Exponencial	0,614000	1,99600	58,980000	0,995	6,56E-04	0,6920	Ausência de variância estruturada
<i>Nectandra megapotamica (Spreng.) Mez</i>	Exponencial	0,036000	0,385000	0,900000	0	3,47E-03	0,9060	Ausência de variância estruturada
<i>Ocotea pulchella (Nees) Mez</i>	Gaussiano	0,000200	0,28554	12,488100	0,985	3,31E-06	0,9990	Ausência de variância estruturada
<i>Morta</i>	Exponencial	0,029000	0,35400	0,600000	0	2,48E-03	0,9180	Ausência de variância estruturada

**Legenda:** ua – unidade amostra; > DAP – Diâmetro altura do peito; > HTOTAL – Altura total; R<sup>2</sup> - Coeficiente de determinação; SQR – Somatório do quadrado dos resíduos; C/(C<sub>0</sub>+ C) – Grau de dependência espacial.

Na análise dos parâmetros variográficos da parcela 1538 (Tabela 8) a maioria das variáveis apresentaram resultados insatisfatórios para o ajustamento dos semivariogramas, devido à falta de continuidade espacial dos dados, apresentando desta forma, ausência de variância estruturada, demonstrando haver ausência de dependência espacial. Fatores como a variação física dessa formação florestal e estrutural das espécies presentes nessa área, de acordo com os resultados obtidos do trabalho de Sonego et al., (2007), após a descrição da formação florestal de Floresta Ombrófila Mista, constatam que essas áreas apresentam algum reflexo da descaracterização de sua formação original. Esse distúrbio é visivelmente observado na estatística descritiva dessa parcela (Tabela 4), pois os valores de coeficiente de variação são consideravelmente elevados. Para Amaral et al., (2010) o processo de descaracterização da formação original das espécies presentes nessas áreas, refletirá na irregularidade de dispersão das espécies e dos dados analisados, impossibilitando a análise semivariográfica. Para Neves (2013) a ausência de variância estruturada encontrada para a maioria das variáveis da parcela 1538, demonstram que as variáveis possuem uma distribuição totalmente aleatória.

Em contrapartida a esses resultados a análise dos parâmetros variográficos do número de indivíduos de *Podocarpus lambertii* Klotzsch ex Endl (Tabela 8), apresentou ajuste para o modelo Gaussiano com forte dependência espacial (0,99%) segundo a classificação de Zimback (2000). Apresentou também um baixo valor de efeito pepita 0,001, que de acordo com Pelissari et al., (2013) indica uma satisfatoriedade do ajuste do semivariograma. Esta espécie apresentou ainda um baixo valor para a soma dos quadrados dos resíduos (3,22E-03), patamar de 0,943 e um alcance de 10,6694 m. A qualidade do ajuste, é ilustrada pelo semivariograma (Figura 4) e pela validação cruzada, que mostra pequena diferença entre os dados reais e estimados (linhas de tendência próximas), havendo uniformidade na distribuição dos pontos ao longo das linhas, demonstrando que houve uma boa estimativa (Figura 5).



diferentes condições, devido possuir plasticidade, o que fez dela uma espécie ainda presente de forma significativa na formação florestal analisada, e que apesar de haver pressão em sua dependência espacial original a mesma ainda é presente nessas formações, seja em processos de regeneração ou pequenas porções maduras desse fragmento (BACKES, 1973).

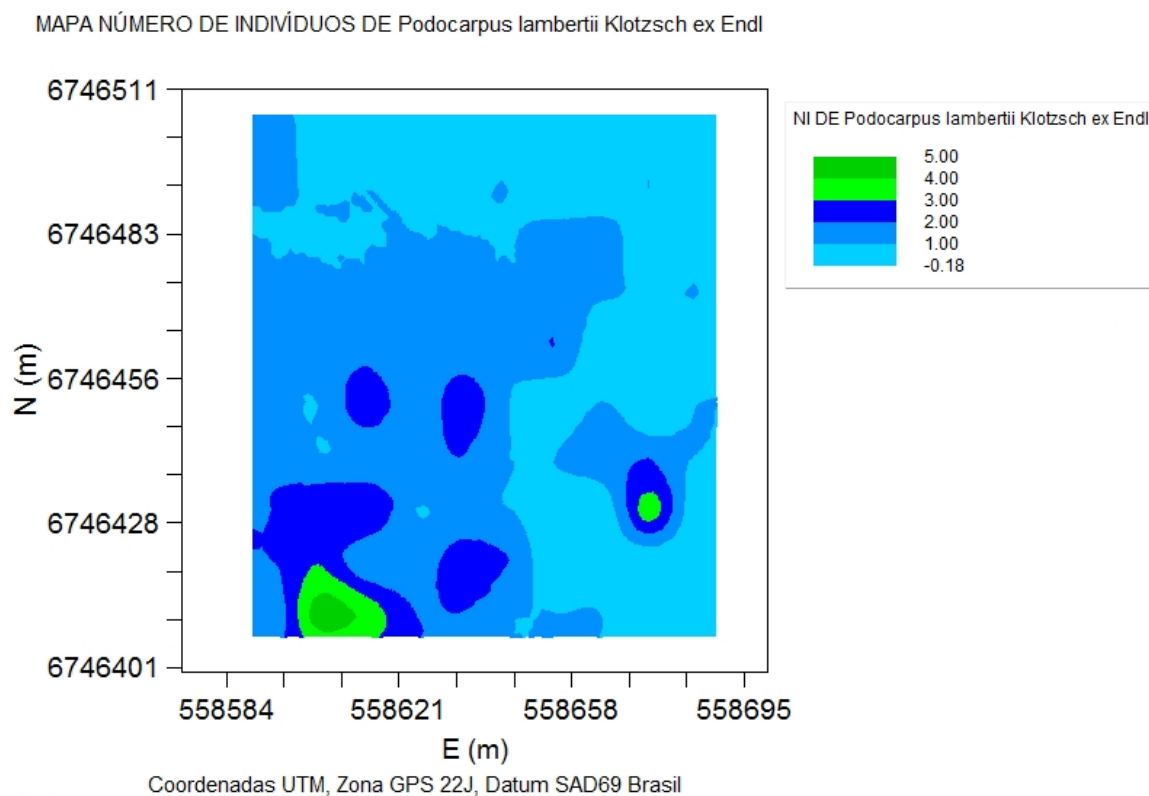


Figura 6 - Mapa de isovalores para o número de indivíduos da espécie *Podocarpus lambertii* Klotzsch

A *Myrciaria floribunda* (West ex Willd) O. Berg também apresentou dependência espacial. Os parâmetros variográficos (Tabela 8) obtidos demonstram uma boa qualidade do ajuste do semivariograma (Figura 7) e validação cruzada para o modelo Gaussiano. A dependência espacial, seguindo a classificação de Zimback (2000), foi considerada moderada (0,673%), com valores de efeito pepita ( $C_0$ ) em torno de 1,76, patamar ( $C_0 + C$ ) de 5,983, alcance ( $a$ ) de 87,815m e um SQR de 1,25E-01, resultantes do semivariograma ajustado.

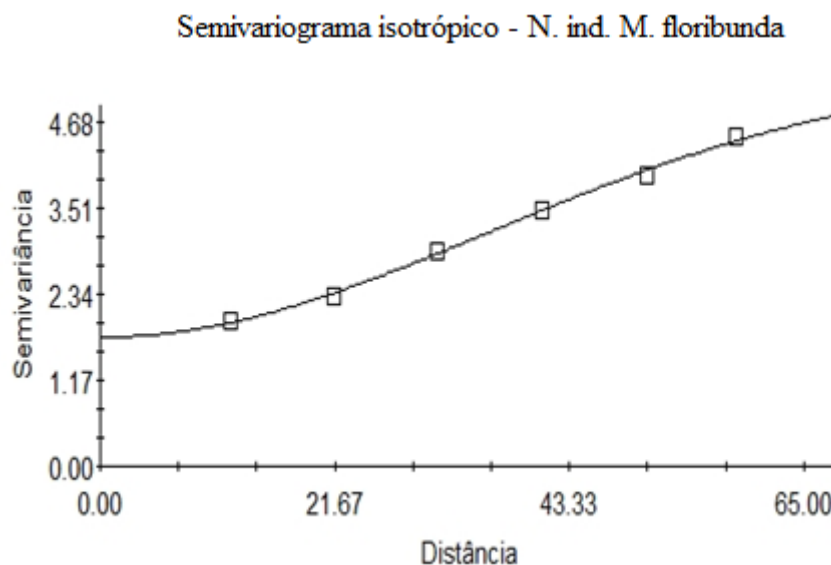


Figura 7 - Semivariograma para o número de indivíduos da espécie *Myrciaria floribunda* (West ex Willd) O. Berg

A validação cruzada (Figura 8), demonstra uniformidade na distribuição dos pontos ao longo das retas, indicando uma boa estimativa. O semivariograma apresentado demonstrou que essa espécie possui continuidade espacial (Figura 10), sendo gerado mapa de isovalores (Figura 9), que mostra claramente os locais onde ocorreram os maiores números da espécie e os locais onde a existência da mesma é que imperceptível. Amaral et al., (2013) obtiveram melhores ajustes semivariográficos para as espécies *Dicksonia sellowiana* Hook. (xaxim) e *Ilex paraguariensis* A. St. – Hill. (erva - mate), em Floresta Ombrófila Mista, utilizando o mesmo modelo.

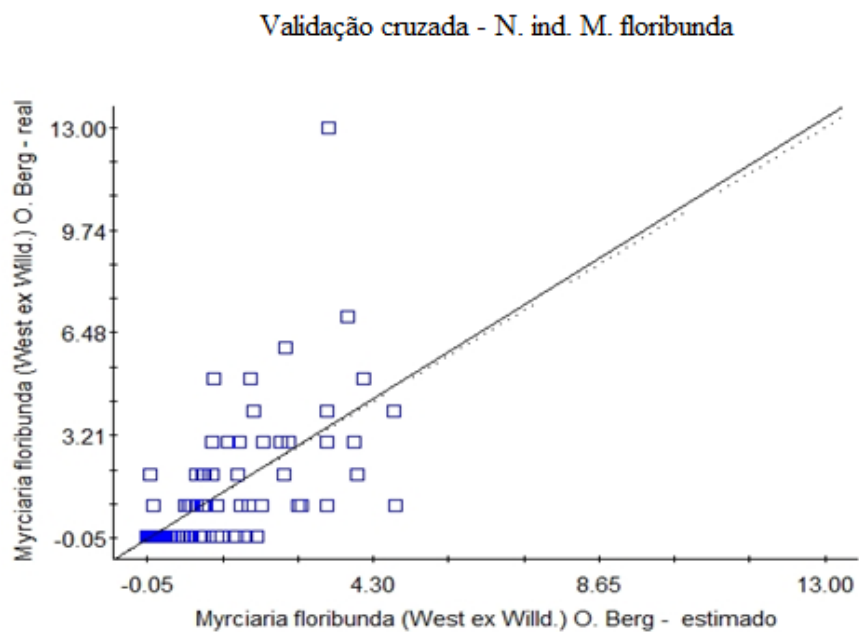


Figura 8 - Validação Cruzada para o número de indivíduos de *Myrciaria floribunda* (West ex Willd) O. Berg

MAPA NÚMERO DE INDIVÍDUOS DE *Myrciaria floribunda* (West ex Willd) O. Berg

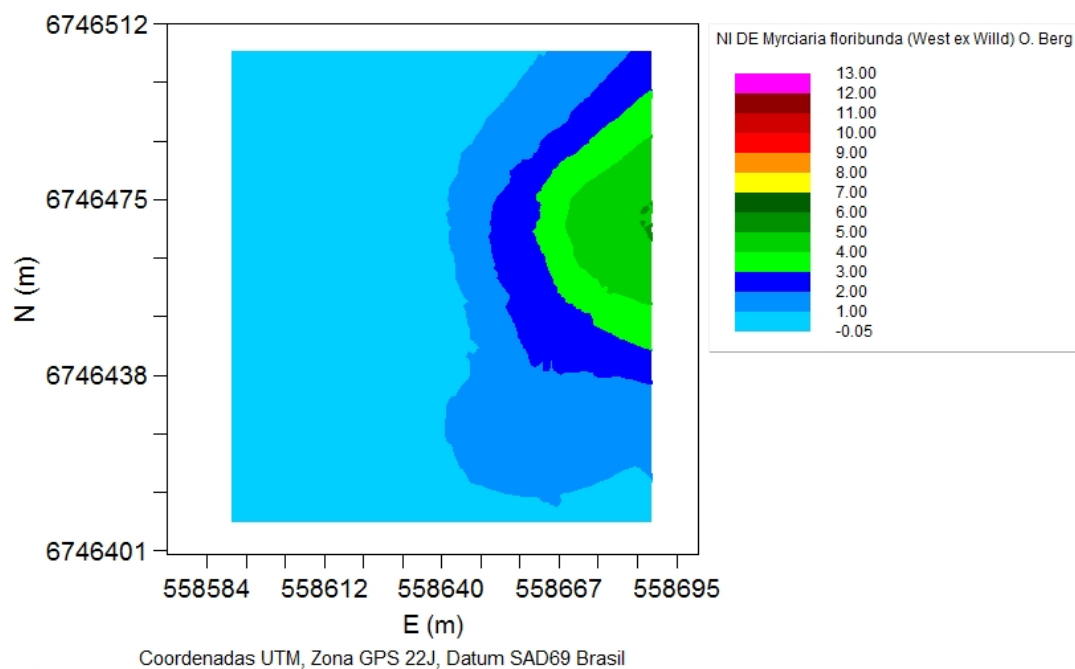


Figura 9 - Mapa de isovalores para o número de indivíduos da espécie *Myrciaria floribunda* (West ex Willd) O. Berg



Os parâmetros variográficos do número de indivíduos da *Araucária angustifolia* (Tabela 8) apresentaram ajuste semivariográfico com modelo Gaussiano, tendo forte dependência espacial (0,81%), efeito pepita ( $C_0$ ) 0,432, patamar ( $C_0 + C$ ) de 2,306, alcance (a) de 321,4686 m e SQR de 8,93E-03. Entretanto o elevado alcance superior as dimensões da parcela indicam problemas relativos a dependência espacial, o que foi confirmada na validação cruzada. De acordo com Shimizu et al., (2000) a maioria dos remanescentes florestais dessa espécie encontram-se degradados devido a remoção intensiva. Amaral (2010) também observou situação similar para espécies presentes em uma Floresta Ombrófila Mista em General Carneiro, PR. Em contrapartida, foi observada dependência espacial para o número de indivíduos dessa espécie em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista em Tapera, RS, contendo forte dependência espacial (99,00%) descrita com o modelo esférico (AMARAL et al., 2013). Provavelmente essas diferenças encontradas são em função dos estados de conservação distintos, área avaliada e configuração espacial da amostra.

Os resultados da análise variográfica do número de indivíduos da espécie *Vernonia discolor* (Spreng.) Less. (Tabela 8) apresentaram bons resultados para os parâmetros variográficos, com ajuste dos dados para o modelo exponencial, apresentando um baixo efeito pepita (0,18), SQR (1,40E-04), patamar de 0,684 e um alcance 26,28 m para ajuste do semivariograma (Figura 10). A forte dependência espacial (99%) apresentada pela espécie (Tabela 8), e os parâmetros variográficos satisfatórios, possibilitaram uma boa qualidade de estimativa, demonstrada pela validação cruzada (Figura 11), onde houve sobreposição das retas, indicando uma boa estimativa dos dados. O mapa obtido (Figura 12) mostra claramente as regiões com maiores quantidades de indivíduos da espécie *Vernonia discolor* (Spreng.) Less. Amorin et al., (2013) após realizarem estudos de distribuição espacial de *Allophylus edulis* Radlk em um parcela do Inventário Florestal Continuo do Rio Grande do Sul, também constataram elevada dependência espacial com melhor ajuste dos parâmetros variográficos para o modelo exponencial.



Tabela 8 - Parâmetros variográficos das variáveis da parcela 1538 na FLONA de São Francisco de Paula, RS

Variável	Modelo	Efeito pepita (co)	Patamar (Co+C)	Alcance (m)	R <sup>2</sup>	SQR	C/(C <sub>0</sub> + C)	Dependência espacial
N.de indivíduos por ua	Exponencial	0,01	10,9	9,9	0,035	1,29	0,999	Ausência de variância estruturada
N. total de espécies amostradas	Exponencial	0,14	4,632	9,6	0,01	0,567	0,97	Ausência de variância estruturada
Diversidade Máxima	Linear	0,10386	0,10386	40,8697	0,12	1,07E-04	0	Efeito pepita puro
índice de Shannon - Weaner	Gaussiano	0,0022	0,1164	3,2909	0	1,04E-04	0,981	Ausência de variância estruturada
índice de Simpson	Gaussiano	0,00035	0,00671	3,3082	0	3,97E-07	0,948	Ausência de variância estruturada
Índice de Pielou	Gaussiano	0,00026	0,002722	3,2736	0	4,79E-08	0,99	Ausência de variância estruturada
>DAP	Gaussiano	4,9	162,3	10,0805	0,342	6,03E+00	0,99	Ausência de variância estruturada
<DAP	Exponencial	0,051	1,36	7,98	0,036	2,09E-03	0,955	Ausência de variância estruturada
>HTOT	Gaussiano	0,910000	8,250000	14,544992	0,309	1,72E+00	0,89	Ausência de variância estruturada
<HTOT	Gaussiano	0,010000	3,834000	10,0113	0,112	1,35E-02	0,99	Ausência de variância estruturada
Área basal	Exponencial	0,005200	0,056	18,000	0,417	4,53E-05	0,90	Ausência de variância estruturada
Volume total	Exponencial	0,010000	4,45100	5,170	0,818	2,19E-02	0,99	Ausência de variância estruturada
<i>Podocarpus lambertii</i> Klotzsch ex Endl.	Gaussiano	0,001	0,943	10,6694	0,088	3,22E-03	0,99	Forte
<i>Myrciaria floribunda</i> (West ex Willd.) O. Berg	Gaussiano	1,76	5,383	87,815	0,999	1,25E-01	0,67	Moderado
<i>Araucaria angustifolia</i> (Bertol.) Kuntze	Gaussiano	0,439	2,306	321,4686	0,953	8,93E-03	0,81	Forte
<i>Vernonia discolor</i> (Spreng.) Less.	Exponencial	0,018	0,684	26,28	0,989	1,40E-04	0,97	Forte
<i>Eugenia uruguayensis</i> Cambess.	Gaussiano	0,001	0,588	3,4121	0	7,89E-03	0,99	Ausência de variância estruturada
<i>Myrciaria tenella</i> (DC.) O. Berg	Exponencial	0,112	0,917	19,5	0,287	3,84E-02	0,87	Ausência de variância estruturada
<i>Morta</i>	Exponencial	0,069	0,865	15,3	0,319	8,13E-03	0,92	Ausência de variância estruturada

**Legenda:** ua – unidade amostra; > DAP – Diâmetro altura do peito; > HTOTAL – Altura total; R<sup>2</sup> - Coeficiente de determinação; SQR – Somatório do quadrado dos resíduos; C/(C<sub>0</sub>+ C) – Grau de dependência espacial.

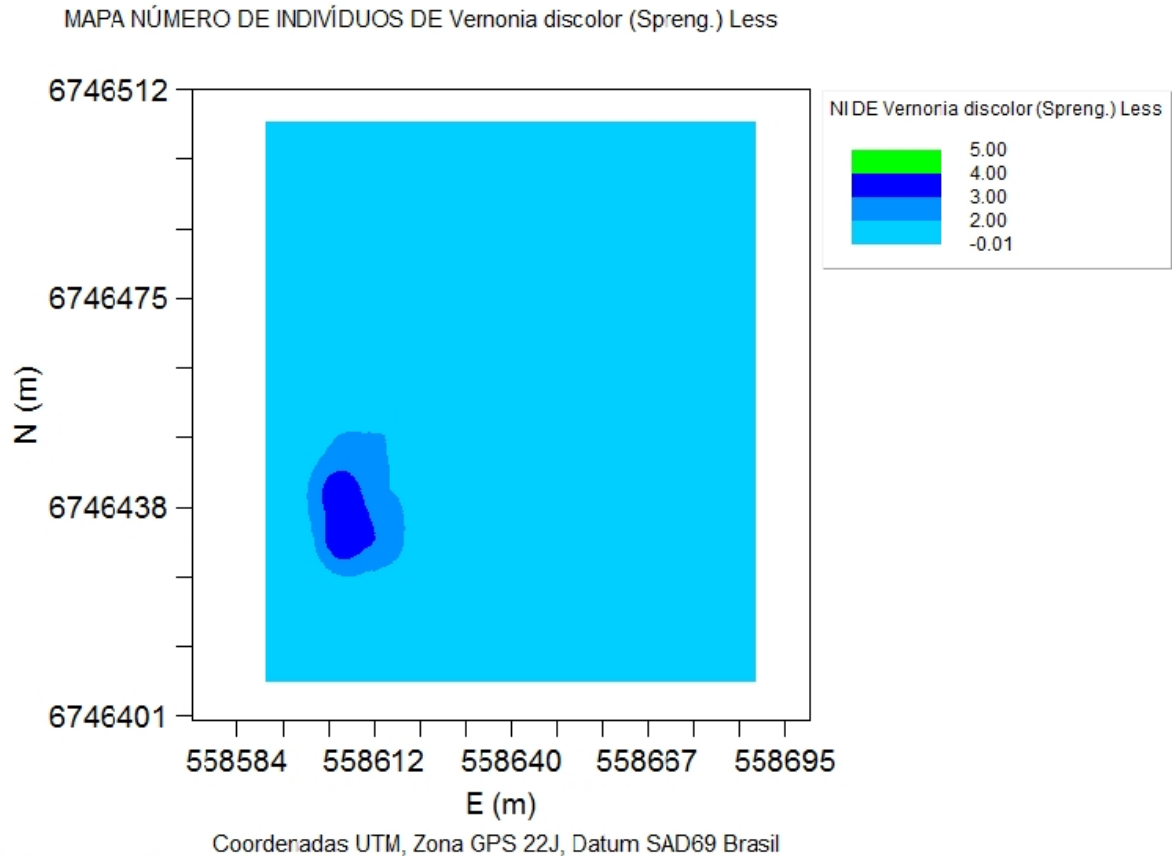


Figura 12 - Mapa de isovalores para o número de indivíduos da espécie *Vernonia discolor* (Spreng.) Less.

O ajuste dos parâmetros variográficos apresentados na Tabela 9, da parcela 1539 indicam que a maioria dos dados apresentaram valores que indicam não existir variância estruturada. Não ocorrendo covariância entre os valores e, portanto, a análise semivariográfica não pode ser aplicada (LANDIM, 2006). Resultados distintos na mesma parcela foram encontrados para o número de indivíduos das espécies *Matayba elaeagnoides* Radlk.e a *Cryptocarya aschersoniana* Mez cujos os valores obtidos após a análise variográfica indicaram forte dependência espacial das espécies na parcela 1539. O resultado da análise variográfica do número de espécies de *Matayba elaeagnoides* Radlk, (Tabela 9) indicou um ajuste de boa qualidade para o modelo exponencial, apresentado pelo semivariograma (Figura 13), com efeito pepita de 0,001, patamar de 0,501, alcance de 12,30 m e uma forte dependência espacial de 99,00%. A validação cruzada (Figura 14) foi satisfatória, devido essa apresentar uma boa relação entre valores reais e estimados (com retas praticamente se sobrepondo os valores reais do estimado), indicando haver baixa erro de estimativa para o

modelo escolhido. Foi possível gerar um mapa de isovalores (Figura 15), que demonstra a forma como os indivíduos dessa espécie estão distribuídos na parcela 1539.

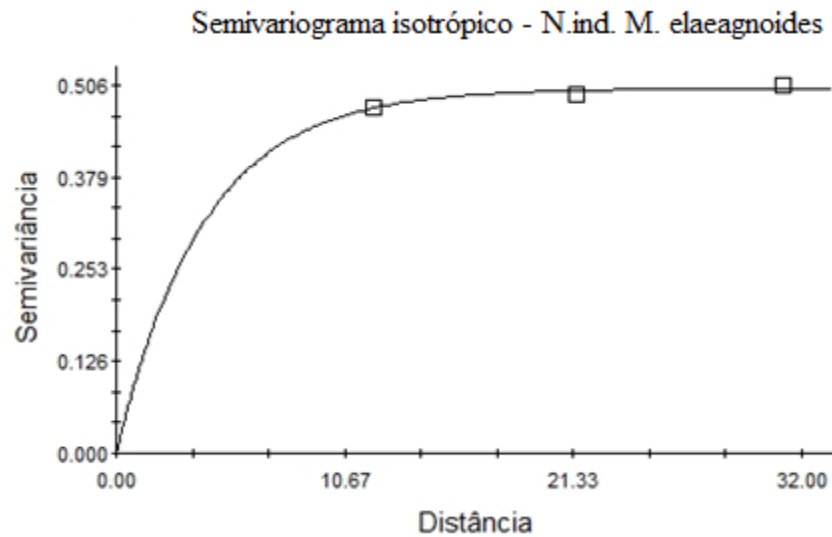


Figura 13 - Semivariograma do número de indivíduos da espécie *Matayba elaeagnoides* Radlk.

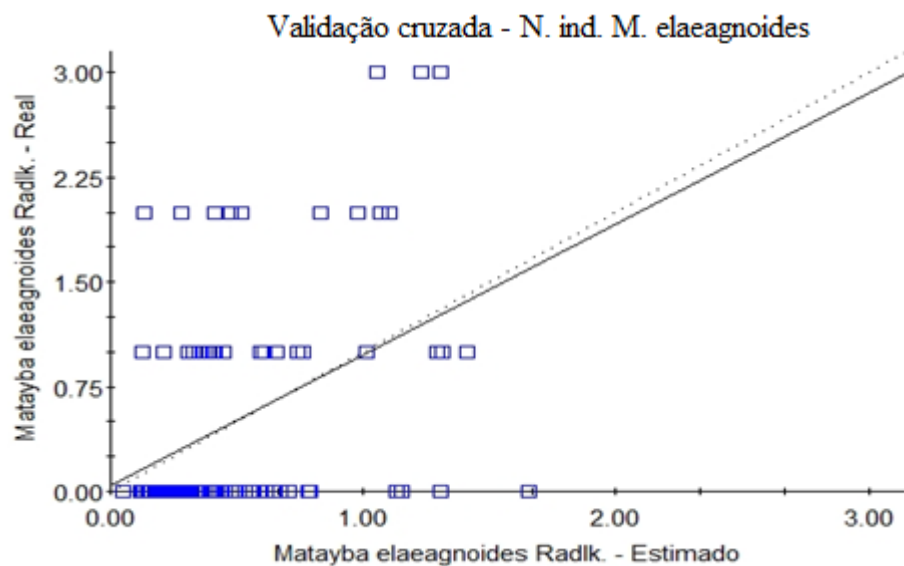


Figura 14 - Validação Cruzada para o número de indivíduos da espécie *Matayba elaeagnoides* Radlk.

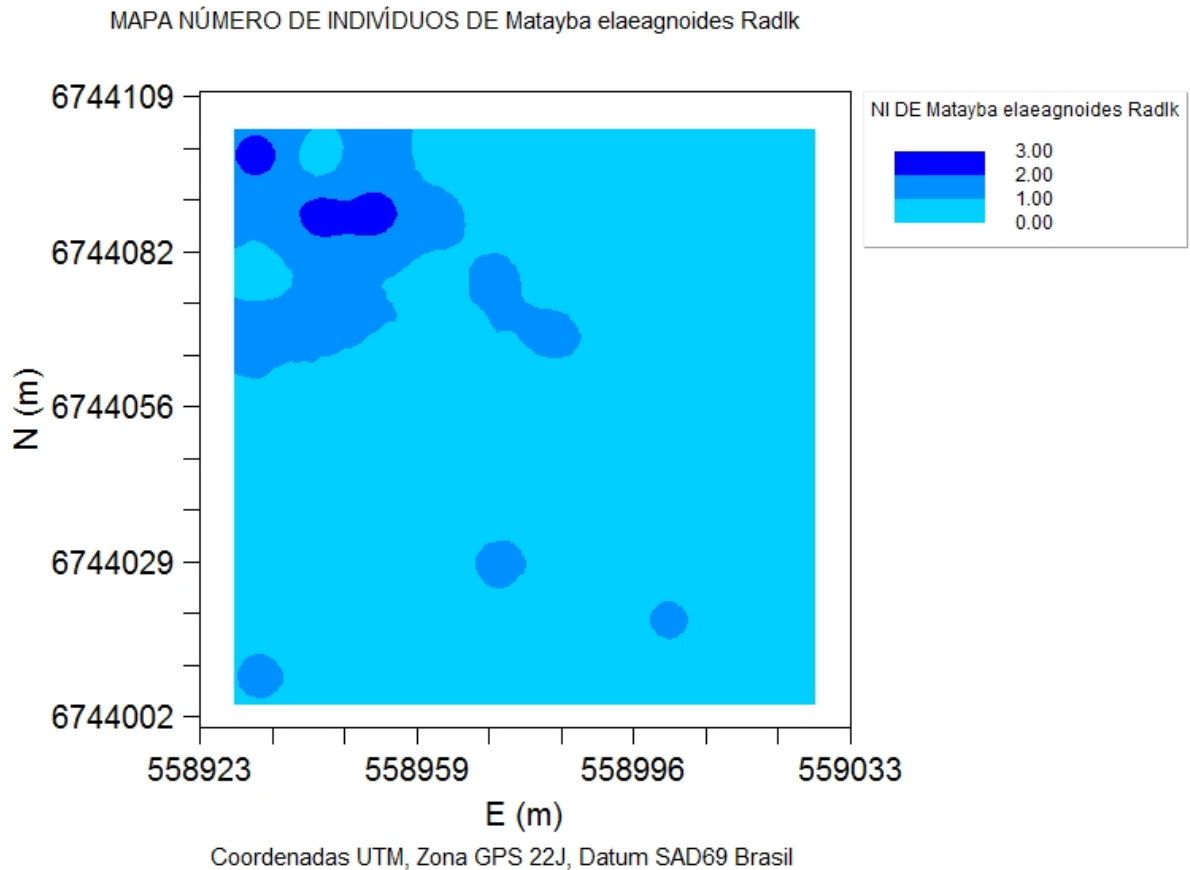


Figura 15 - Mapa de isovalores para o número de indivíduos da espécie *Matayba elaeagnoides* Radlk.

O número de indivíduos da espécie *Cryptocarya aschersoniana* Mez, apresentaram ajuste para o modelo exponencial com forte dependência espacial (99,00%). Os parâmetros variográficos obtidos (Tabela 9) foram efeito pepita de 0,001, patamar de 0,49200, alcance de 22,5600 e a SRQ de 4,81E-04, demonstrando ajuste para o semivariograma (Figura 16). A validação cruzada (Figura 17) dessa espécie, confirma que os valores obtidos a partir da análise dos parâmetros variográficos, não demonstraram uma excelente predição do modelo, tendo em vista que os valores estimados e reais dos dados representados pelas retas não apresentaram uma sobreposição significativa. Desta forma, o mapa (Figura 18) obtido não apresentou contorno suave, entretanto foram suficiente para demonstrar como esses indivíduos estão dispostos nessa região. Situação também semelhante aos resultados observados por Amaral (2010), para algumas espécies na Floresta Ombrófila Mista.

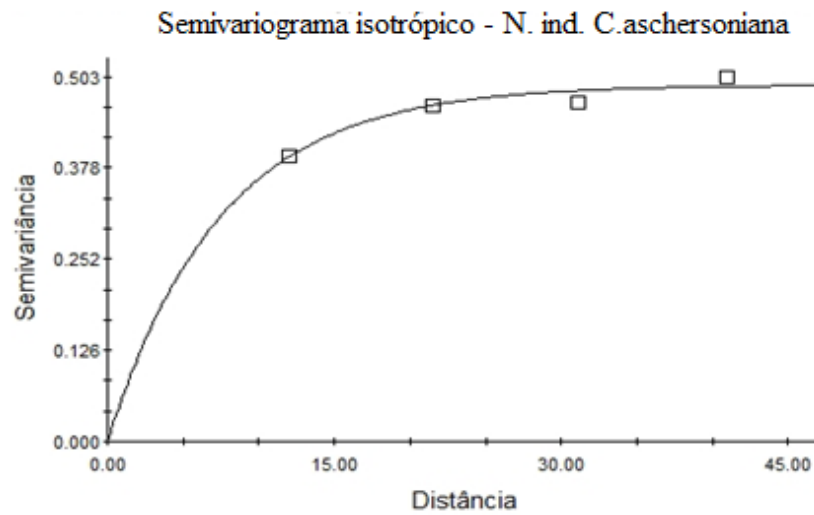


Figura 16 - Semivariograma do número de indivíduos da espécie *Cryptocarya aschersoniana* Mez

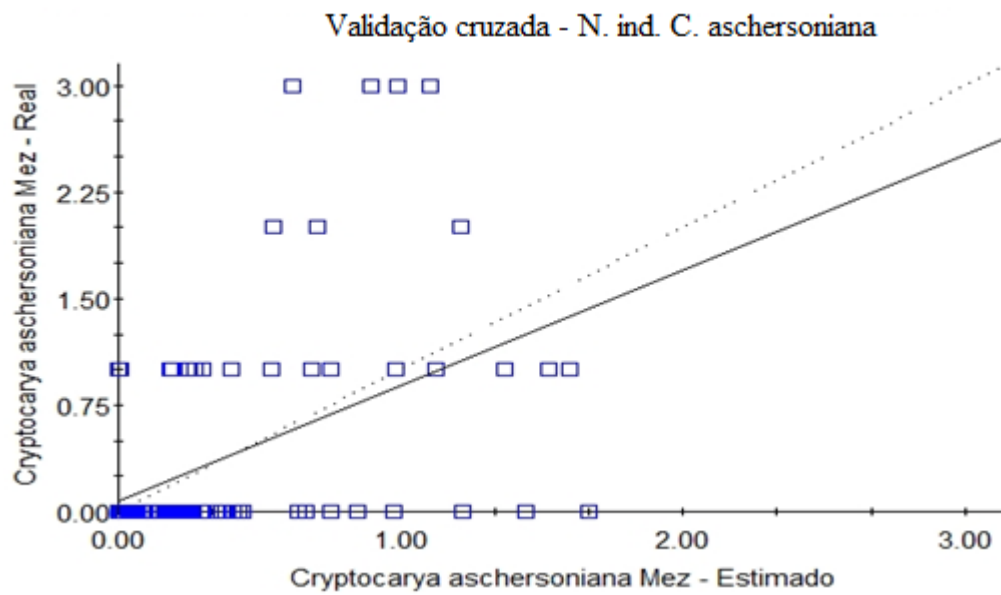


Figura 17 - Validação Cruzada para o número de indivíduos da espécie *Cryptocarya aschersoniana* Mez

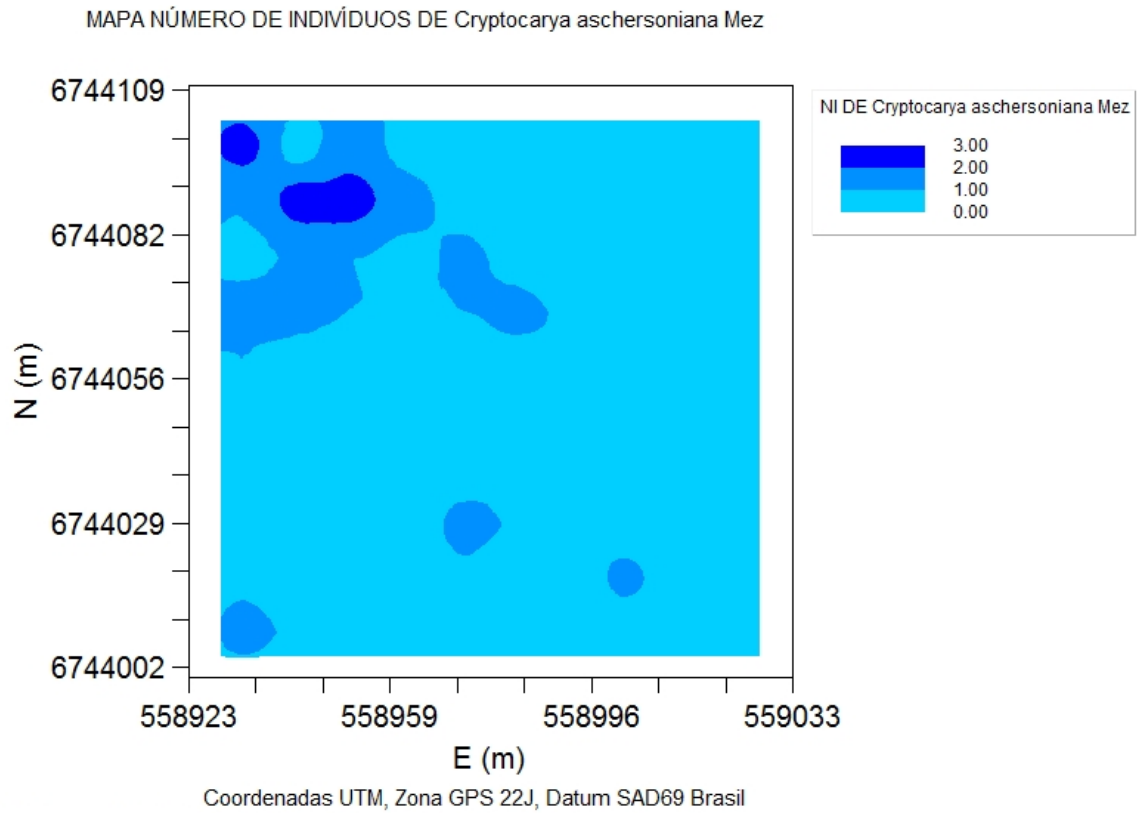


Figura 18 - Mapa de isovalores para de indivíduos da espécie *Cryptocarya aschersoniana* Mez



Tabela 9 - Parâmetros variográficos das variáveis da parcela 1539 na FLONA de São Francisco de Paula, RS

Variável	Modelo	Efeito pepita (co)	Patamar (Co+C)	Alcance (m)	R <sup>2</sup>	SQR	C/(C <sub>0</sub> +C)	Dependência espacial
N.de indivíduos por ua	Exponencial	1,45000	12,53000	16,8000	0,231	3,67	0,884	Ausência de variância estruturada
N. total de espécies amostradas	Exponencial	0,410000	5,116000	15,3000	0,072	2	0,920	Ausência de variância estruturada
Diversidade Máxima	Exponencial	0,016300	0,2886000	13,5900	0,601	1,66E-04	0,944	Ausência de variância estruturada
índice de Shannon - Weaner	Gaussiano	0,015700	0,263400	12,3842	0,582	1,19E-04	0,990	Ausência de variância estruturada
índice de Simpson	Exponencial	0,009800	0,052400	10,3800	0,207	4,18E-06	0,813	Ausência de variância estruturada
Índice de Pielou	Exponencial	0,010200	0,053500	12,3300	0,449	4,20E-06	0,809	Ausência de variância estruturada
>DAP	Gaussiano	47,000000	414,800000	3,2909	0	2,63E+03	0,087	Ausência de variância estruturada
<DAP	Gaussiano	12,500000	105,500000	13,9430	0,662	3,73E+01	0,885	Ausência de variância estruturada
>HTOT	Exponencial	2,450000	33,330000	16,2000	0,343	1,30E+01	0,926	Ausência de variância estruturada
<HTOTAL	Gaussiano	0,010000	20,420000	15,2247	0,998	1,37E+02	1,000	Ausência de variância estruturada
Área basal	Exponencial	0,004400	0,092800	13,8000	0,08	2,36E-04	0,953	Ausência de variância estruturada
Volume total	Exponencial	9,780000	19,570000	66,9000	0,712	7,50E+00	0,500	Ausência de variância estruturada
<i>Araucaria angustifolia (Bertol.) Kuntze</i>	Gaussiano	0,072000	0,095000	3,2909	0	1,13E-02	0,924	Ausência de variância estruturada
<i>Blepharocalyx salicifolius (Kunth) O.Berg</i>	Gaussiano	0,001000	1,596000	11,8992	0,318	9,24E-03	0,999	Ausência de variância estruturada
<i>Sebastiania brasiliensis Spreng.</i>	Exponencial	0,064000	1,122000	12,3600	0,436	2,20E-03	0,943	Ausência de variância estruturada
<i>Ilex paraguariensis A. St.-Hil.</i>	Exponencial	0,010000	0,593000	12,0000	0,071	5,96E-03	0,998	Ausência de variância estruturada
<i>Matayba elaeagnoides Radlk.</i>	Exponencial	0,001000	0,501000	12,3000	0,864	6,42E-05	0,998	Forte
<i>Cryptocarya aschersoniana Mez</i>	Exponencial	0,001000	0,492000	22,5600	0,923	4,81E-04	0,998	Forte
<i>Nectandra megapotamica (Spreng.) Mez</i>	Exponencial	0,001000	0,405000	15,0000	0,237	3,16E-03	0,998	Ausência de variância estruturada
<i>Morta</i>	Exponencial	0,001000	0,373000	3,2909	0	2,34E-03	1,000	Ausência de variância estruturada

**Legenda:** ua – unidade amostra; > DAP – Diâmetro altura do peito; > HTOTAL – Altura total; R<sup>2</sup> - Coeficiente de determinação; SQR – Somatório do quadrado dos resíduos; C/(C<sub>0</sub> + C) – Grau de dependência espacial.

Observou-se que na parcela 1540 a maioria das variáveis analisadas apresentaram ausência de dependência espacial, devido aos parâmetros variográficos obtidos na análise geoestatística possuírem características que configuram ausência de variância estruturada (Tabela 10), o que impossibilitou obtenção de superfície interpolada para as variáveis desta parcela. A quebra da continuidade espacial dessas espécies, possivelmente esteja relacionada a intensa exploração madeireira ocorrida nessa floresta, que teve início durante o processo de colonização da região (DOBROVOLSKI et al., 2006). A ausência de continuidade de dependência espacial para variáveis florestais, causadas pela intensa ação antrópica, também foram observadas por Akhavan et al., (2010) que ao estudarem o crescimento do estoque florestal na região do Mar Cáspio, no Irã, constaram que a degradação significativa da vegetação ocorrida devido o processo intenso de extração madeireira, ocasionaram a quebra da continuidade espacial do estoque de madeira presente naquela formação florestal. Amaral et al., (2013) afirmam que a condição de floresta com distúrbio pode caracterizar uma restrição ao uso da geoestatística, uma vez que a irregularidade das espécies restringi ajuste dos semivariogramas.

A variável número de indivíduos por unidade amostral da parcela 1540, apresentou ajustes semivariográfico satisfatório, tendo moderada dependência espacial (56,00%) para o ajuste do modelo Gaussiano (Tabela 10). O efeito pepita foi de 8,310000, patamar de 19,02000, alcance 107,04 m e SQR de 0,3440. O ajuste do semivariograma é observado na Figura (19)

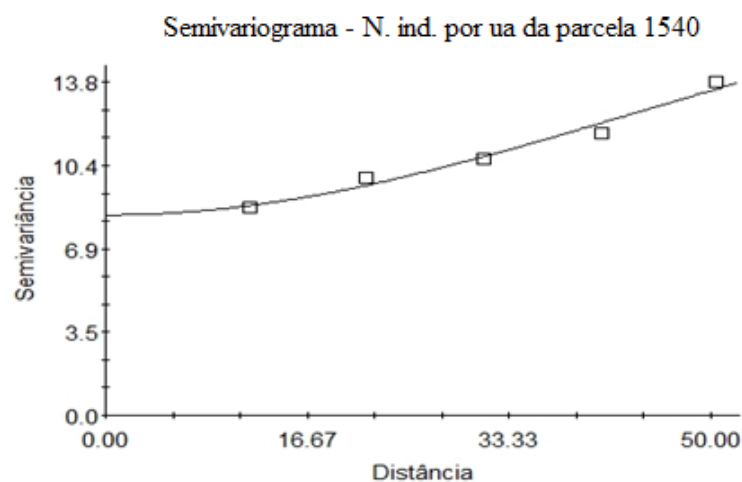


Figura 19 - Semivariograma do número de indivíduos por unidade amostral da parcela 1540

A validação cruzada (Figura 20) obtida para o número de indivíduos por unidade amostral da parcela 1540, apresentaram uniformidade na distribuição dos pontos ao longo da

reta, indicando uma excelente predição do modelo obtido. Porém o mapa de distribuição do número de indivíduos (Figura 21), indica problemas relativos a dependência espacial dos dados, mediante formação de isolinhas com ângulos retos. Mesmo assim foi possível observar a distribuição desses indivíduos. Resultados diferentes foram observados por Amaral (2010), que após aplicar a geoestatística para caracterizar a distribuição espacial do número de indivíduos pertencentes a um fragmento de Floresta Ombrófila Mista, observou dependência espacial, mas com alto erro de estimativa, o que impossibilitou descrever a dependências espacial do número de indivíduos daquele fragmento. O mesmo autor afirma que esse comportamento possivelmente é resultante dos distúrbios que ocorreram na floresta.

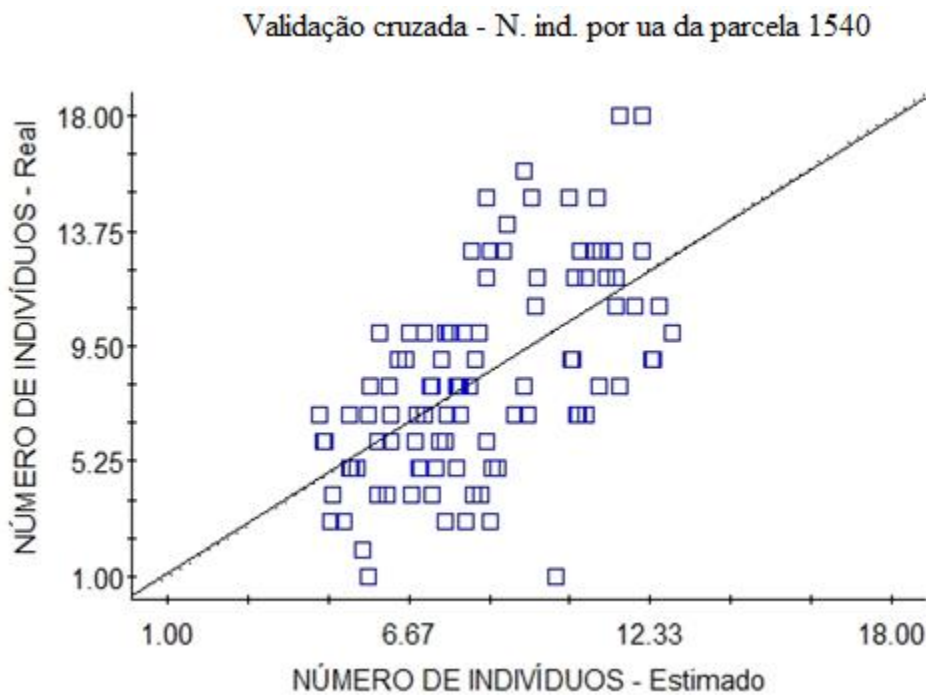


Figura 20 - Validação Cruzada para o número de indivíduos por unidade amostral da parcela 1540

Parâmetros variográficos com forte dependência espacial para os modelo exponencial, foram observados para a diversidade de espécies amostradas na parcela 1540. Através da análise dos dados, observou que o efeito pepita de 0,001, patamar de 0,1962, alcance de 12,000 m, e um SQR de 6,47E-04 (Tabela 10), possibilitaram verificar forte dependência espacial (99,00%) da diversidade de espécie na parcela 1540, bem como um ajuste de boa qualidade para o semivariograma (Figura 22). A validação cruzada (23), demonstrando

considerável ajuste para o modelo observado e o mapa de distribuição em que mostrar as regiões onde existe uma maior diversidade de espécies (24).

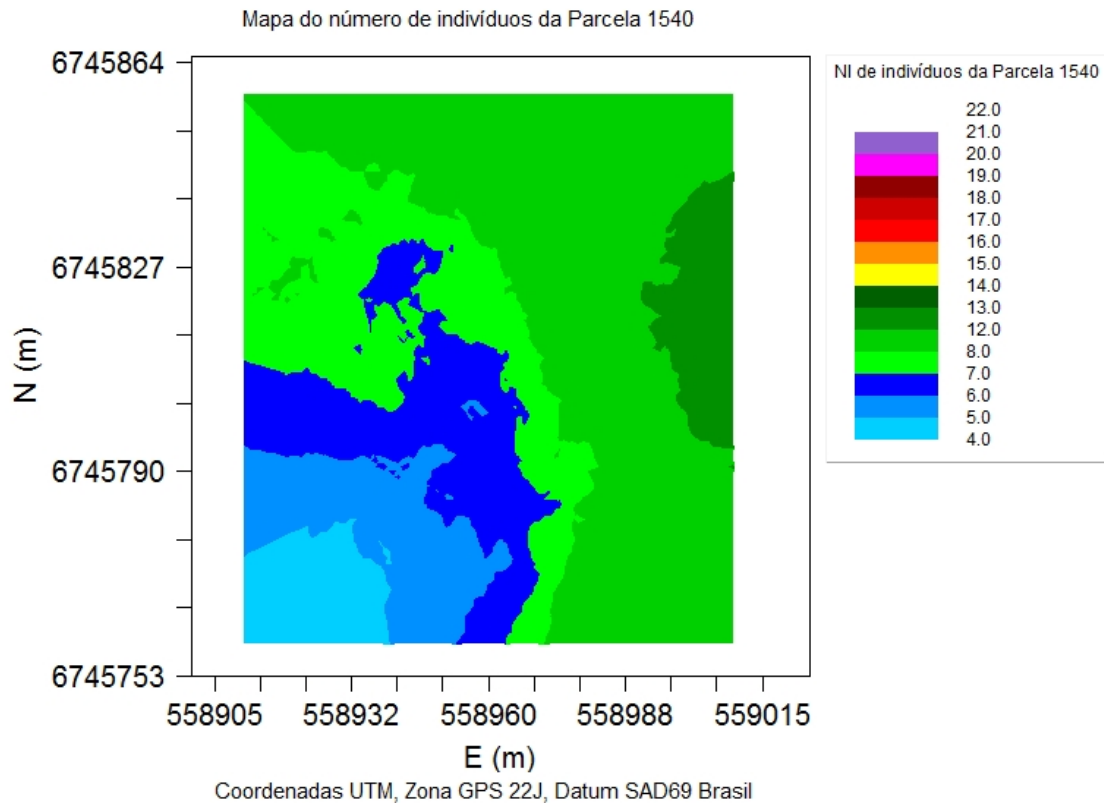


Figura 21 - Mapa de isovalores para o número de indivíduos por unidade amostral da parcela 1540

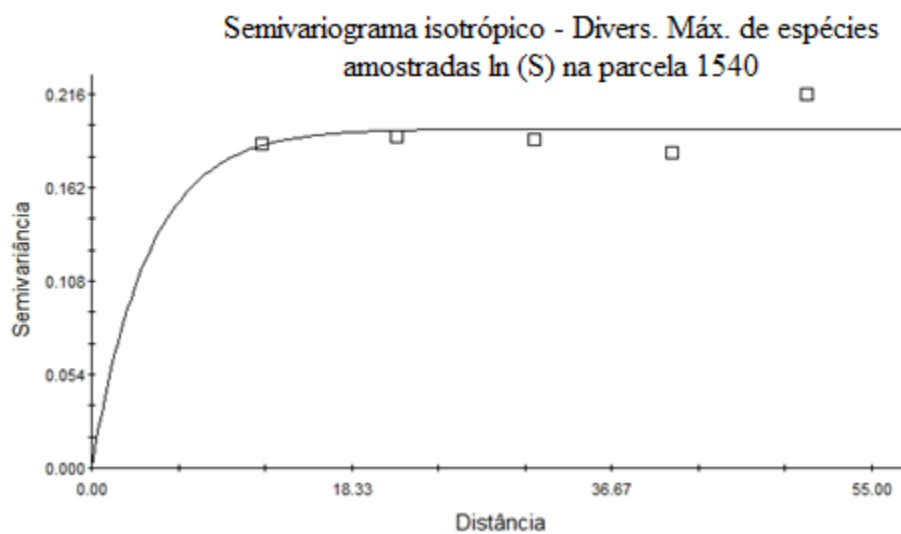


Figura 22 - Semivariograma da diversidade máxima de espécies amostradas  $\ln(S)$  na parcela 1540

Validação cruzada - Diver. Máx. de espécies amostradas na parcela 1540

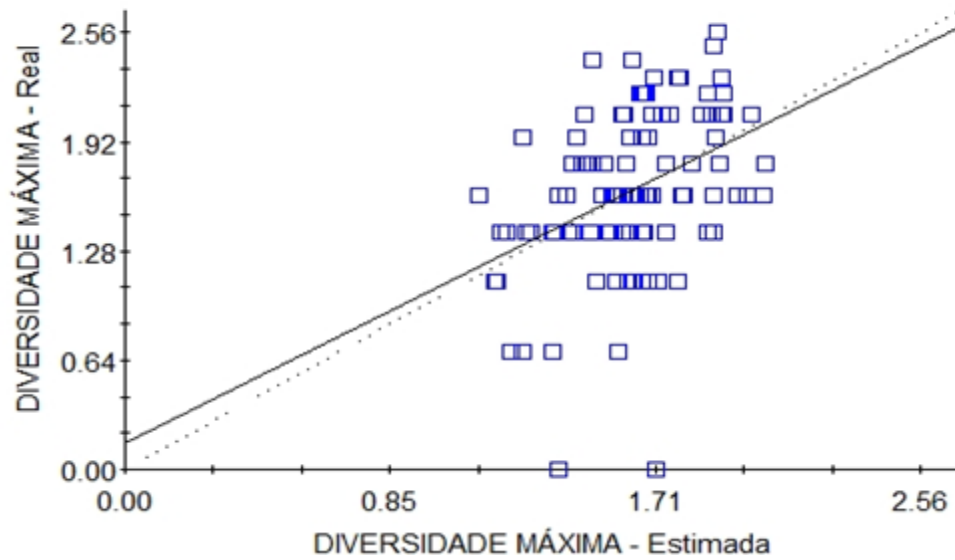
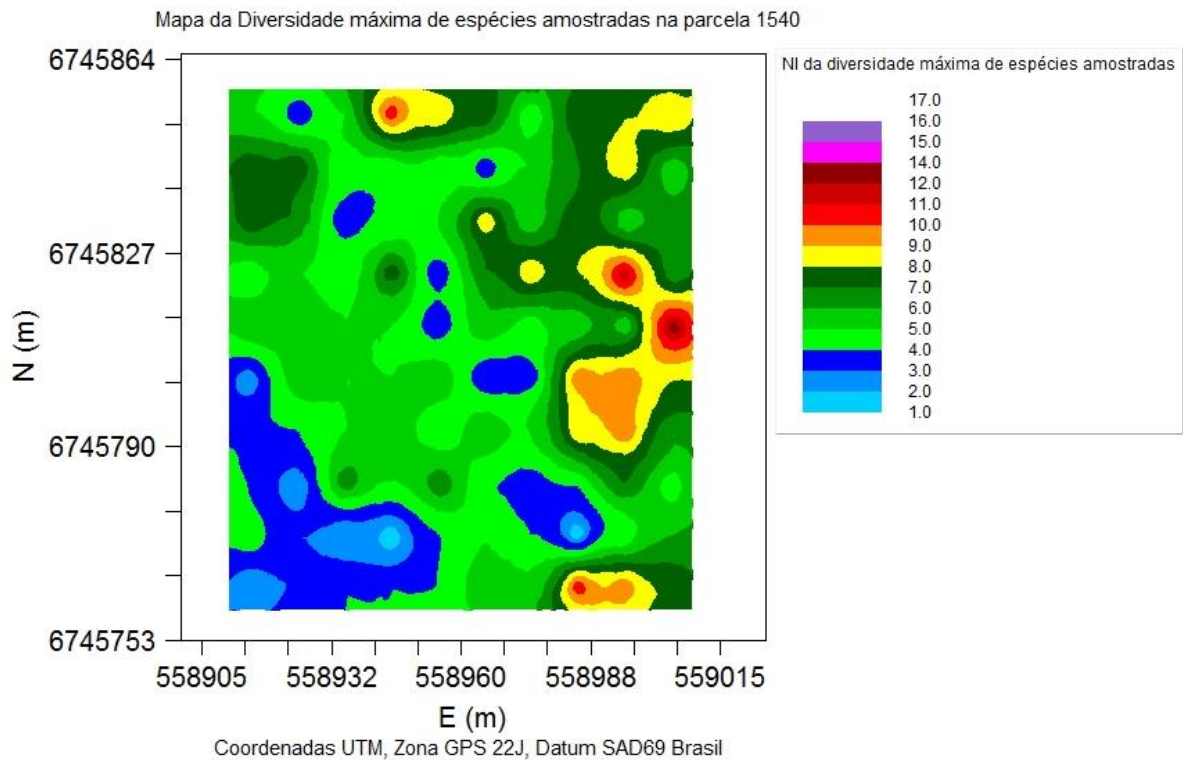


Figura 23 - Validação Cruzada da diversidade máxima de espécies amostradas na parcela 1540

Figura 24 - Mapa de isovalores para a diversidade máxima de espécies amostradas  $\ln(S)$  na parcela 1540

Os parâmetros variográficos (Tabela 10) obtidos no presente trabalho na parcela 1540 para o índice de Shannon – Weaner ( $H'$ ) foram semelhantes ao de Amaral et al. (2013). No presente trabalho os parâmetros variográficos obtidos foram efeito pepita de 0,002, patamar de 0,1914, alcance de 10,50 m e SQR de 1,08E-03, com forte dependência espacial (99,9%) para ajuste do modelo exponencial (Tabela 10). O ajuste do semivariograma é ilustrado na Figura 25. A validação cruzada (Figura 26) para o índice de Shannon – Weaner ( $H'$ ) do presente trabalho indicou um ajuste para o modelo exponencial, sendo observado pequenas discrepâncias entre os valores reais e estimado, indicando que o modelo obtido é o menos incorreto. O mapa (Figura 27) obtido mostrou as regiões onde ocorrem os maiores índices de diversidade. A forte dependência espacial com ajuste para o modelo exponencial para índice de Shannon – Weaner também foi observado no trabalho de Amaral (2010).

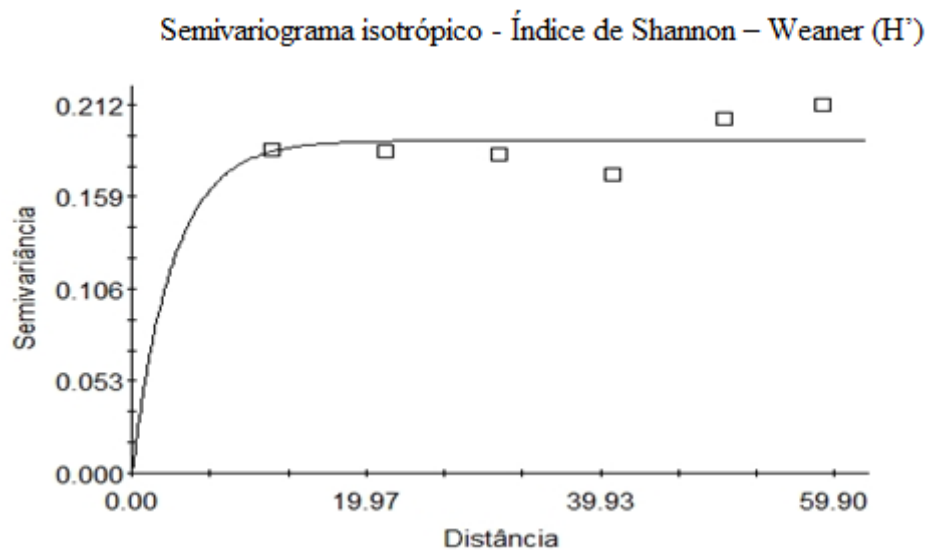


Figura 25 - Semivariograma para o índice de Shannon – Weaner ( $H'$ )

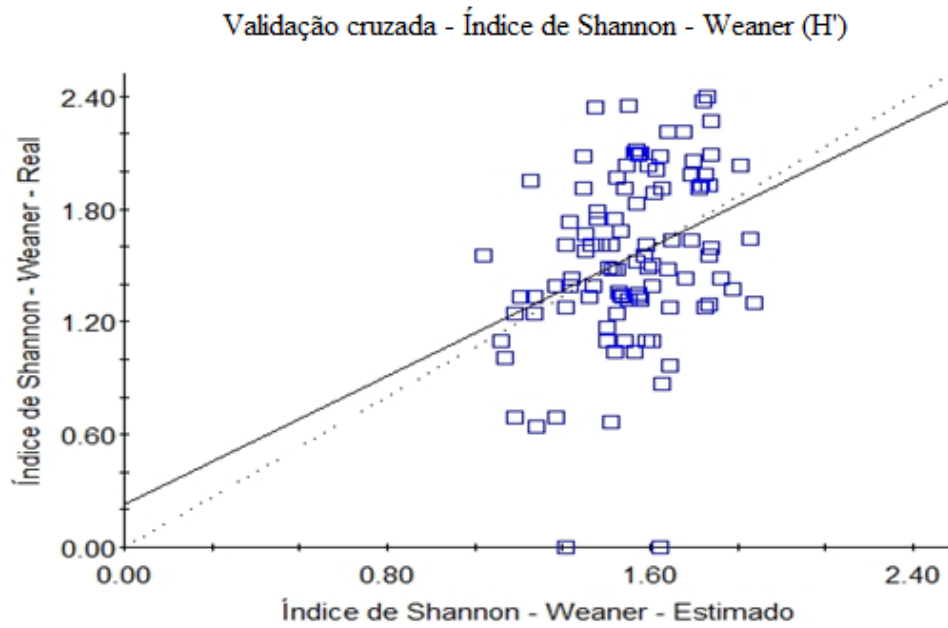


Figura 26 - Validação Cruzada para o Índice de Shannon – Weaner (H')

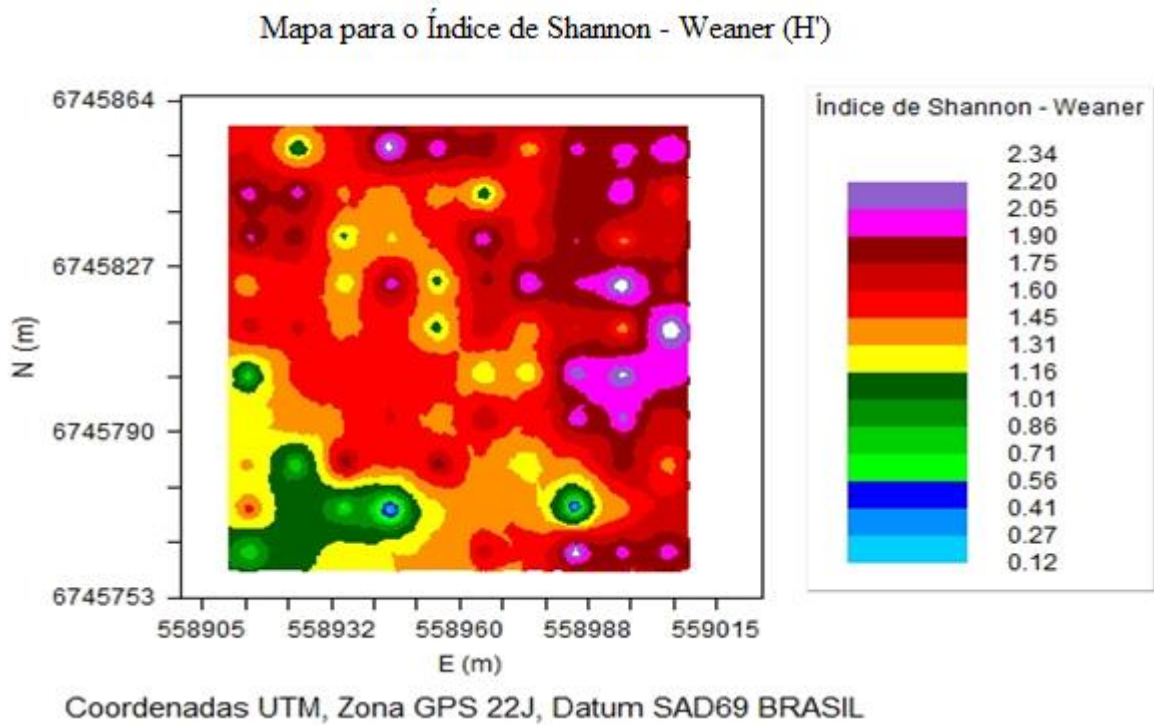


Figura 27 - Mapa de isovalores para o Índice de Shannon - Weaner

Tabela 10 - Parâmetros variográficos das variáveis da parcela 1540 na FLONA de São Francisco de Paula, RS

Variável	Modelo	Efeito pepita (co)	Patamar (Co+C)	Alcance (m)	r <sup>2</sup>	SQR	C/(C <sub>0</sub> + C)	Dependência espacial
N.de indivíduos por ua	Gaussiano	8,310000	19,020000	107,0407	0,9778	0,3440	0,5630	Moderada
N. total de espécies amostradas	Exponencial	3,390000	9,623000	376,500000	0,851	0,4800	0,5920	Efeito pepita puro
Diversidade Máxima	Exponencial	0,000100	0,1962	12,000000	0,078	6,47E-04	0,9990	Forte
índice de Shannon - Weaner	Exponencial	0,0002000	0,1914000	10,500000	0,023	1,08E-03	0,9990	Forte
índice de Simpson	Gaussiano	0,00065	0,008610	3,2909	0	2,03E-06	0,9250	Ausência de variância estruturada
Índice de Pielou	Exponencial	0,000115	0,002010	0,900	0	6,22E-08	0,9430	Ausência de variância estruturada
>DAP	Exponencial	35,000000	480,000000	9,000000	0,034	1,59E+03	0,9270	Ausência de variância estruturada
<DAP	Exponencial	0,170000	5,351000	10,800000	0,084	2,56E-01	0,9680	Ausência de variância estruturada
>HTOT	Exponencial	0,180000	10,050000	13,200000	0,094	2,28E+00	0,0940	Ausência de variância estruturada
<HTOT	Gaussiano	1,090000	10,390000	8,660300	0	1,93E+00	0,8950	Ausência de variância estruturada
Área basal	Esférico	0,000100	0,086800	11,900000	0	4,47E-04	0,9990	Ausência de variância estruturada
Volume total	Esférico	0,010000	5,648000	11,900000	0	1,04E+00	0,9980	Ausência de variância estruturada
<i>Araucaria angustifolia (Bertol.) Kuntze</i>	Exponencial	0,119000	1,328000	16,200000	0,163	5,17E-02	0,9100	Ausência de variância estruturada
<i>Blepharocalyx salicifolius (Kunth) O.Berg</i>	Exponencial	1,301000	2,000000	2,657000	0,795	0,0457	0,510	Ausência de variância estruturada
<i>Morta</i>	Esférico	0,006000	0,676000	11,900000	0	2,77E-02	0,9910	Ausência de variância estruturada
<i>Sebastiania brasiliensis Spreng.</i>	Exponencial	0,115000	1,179000	0,900000	0	4,16E-03	0,9020	Ausência de variância estruturada
<i>Matayba elaeagnoides Radlk.</i>	Exponencial	0,043000	0,633000	16,200000	0,157	1,51E-02	0,9320	Ausência de variância estruturada
<i>Ilex paraguariensis A. St.-Hil.</i>	Exponencial	0,056000	0,817000	8,730000	0,016	5,80E-03	0,9310	Ausência de variância estruturada
<i>Campomanesia rhombea O.Berg</i>	Exponencial	0,416000	0,833000	86,400000	0,699	2,10E-02	0,5010	Ausência de variância estruturada

**Legenda:** ua – unidade amostra; > DAP – Diâmetro altura do peito; > HTOTAL – Altura total; R<sup>2</sup> - Coeficiente de determinação; SQR – Somatório do quadrado dos resíduos; C/(C<sub>0</sub>+ C) – Grau de dependência espacial.



## 5 CONCLUSÕES

A análise geoestatística realizada nas cem subunidades das quatro unidades amostrais, oriundas do Inventário Florestal Contínuo do Rio Grande do Sul, inseridas em uma Floresta Ombrófila Mista, na FLONA de São Francisco de Paula, RS, apresentaram grau de dependência de continuidade espacial de moderada a forte para as variáveis analisadas no presente trabalho. Exceto para o número de indivíduos de *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze que apesar de apresentar uma dependência espacial forte, não apresentou ajuste de boa qualidade para o semivariograma e para validação cruzada, impedindo assim a análise dependência espacial dessa espécie na parcela analisada. As variáveis que apresentaram continuidade espacial são descritas abaixo como:

- Moderada para o número de indivíduos de *Myrciaria floribunda* (West ex Willd.) O. Berg (63,3%), com ajuste para o modelo Gaussiano;
- Moderada para o número de indivíduos da parcela 1540 (56,30%) com ajuste para o modelo Gaussiano;
- Moderada para a Diversidade máxima de espécies amostradas Ln(S) da parcela 1540 (59,20%) com ajuste para o modelo exponencial;
- Forte para o número de indivíduos de *Podocarpus lambertii* Klotzsch ex Endl. (99,00%), com ajuste para o modelo Gaussiano;
- Forte para o número de indivíduos de *Vernonia discolor* (Spreng.) Less. (97,4%), com ajuste para o modelo exponencial;
- Forte para o número de indivíduos de *Cryptocarya aschersoniana* Mez (99,9%) com ajuste para o modelo exponencial;
- Forte para o número de indivíduos de *Matayba elaeagnoides* Radlk. (99,8%) com ajuste para o modelo exponencial;
- Forte para o índice de Shannon - Weaner (99,90%) com ajuste para o exponencial.

O desenvolvimento deste trabalho permitiu verificar ainda, que houveram um considerável número de variáveis que apresentaram ausência de dependência espacial, ou também denominado de ausência de variância estruturada. Demonstrando não haver covariância entre os valores das variáveis analisadas, e desta forma não foi possível gerar

superfícies interpoladas. Logo a análise geoestatística para essas variáveis não puderam ser aplicadas. Este fator provavelmente pode estar atrelado a perdas significativas da estrutura original da floresta, em função dos distúrbios que provocaram sua descaracterização, resultando em uma possível quebra de continuidade espacial das variáveis avaliadas.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AKHAVAN, R.; ZAHEDI AMIRI, Gh.; ZOBEIRI, M. Spatial variability of forest growing stock using geostatistics in the Caspian region of Iran. *Caspian Journal of Environmental Sciences*, v.8, n.1, p.43-53, 2010.
- ALMEIDA, R. de.; BERNARDI, J. V. E.; BASTOS, W. R.; NASCIMENTO, E. L. do.; OLIVEIRA, R. C. de.; CARVALHO, D. P. de.; Métodos geoestatístico para modelagem ambiental de poluentes em sistemas lacustres – Amazônia Ocidental. **Simpósio Brasileiro de sensoriamento remoto**, Florianópolis, 21 de abril de 2007.
- AMARAL, L. de P. **Geoestatística na caracterização do solo e da vegetação em Floresta Ombrófila Mista**. 2010. 154 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Universidade Estadual do Centro – Oeste – Guarapuava - PR. 2010.
- AMARAL, L. de P.; FERREIRA, R. A.; WATZALAWICK, L. F.; LONGHI, S.J.; SEBEM, E. Influência da floresta alterada na distribuição espacial de três espécies da Floresta Ombrófila Mista avaliada pela geoestatística. **Revista Árvore**. v. 37, n. 3, p. 491-501, mar. 2013.
- AMARAL, L. de P.; FERRERA, R.A; LISBOA, do S.; LONGHI, S.J.; WATZLAWICK, L.F. Variabilidade espacial do índice de diversidade de Shannon – Wiener em Floresta Ombrófila Mista. **Scientia Forestalis**, v. 41, n. 97, p. 083-093, mar. 2013.
- AMARAL, L. de P.; KETTENHUBER, P.; SEBEM, E.; WATZLAWICK, L. F. Geoestatística aplicada à caracterização de florestas nativas. Resumo. 2013.
- AMARAL, L.P; FERREIRA, R.A; WATZLAWICK, L.F; GENÚ, A.M. Análise da distribuição espacial de biomassa e carbono arbóreo acima do solo em Floresta Ombrófila Mista. **Ambiência**, Guarapuava, v.6, Edição especial, 2010.
- AMORIM, A. L. et al. Distribuição espacial de *Allophylus edulis* Radlk na parcela 1318 do Inventário Florestal Contínuo do RS. In: SIMPÓSIO DE GEOESTATÍSTICA APLICADA EM CIÊNCIAS AGRÁRIAS, 3., 2013, Botucatu. **Anais do...Botucatu**, FCA – UNESP 2013.
- ANDRIOTTI, J. L. D. **Fundamentos de estatística e geoestatística**. São Leopoldo: Editora UNISINOS, 2003. 165p.
- ANGIOSPERM PHYLOGENY GROUP. Na update of Angiosperm Phylogeny Group Classification for the ordens and families of flowering plants: APG II. **Botanical Journal of the Linnean Society**, Richmond, London, v. 141, p. 399-436, 2003.
- AQUINO, P. S. R. **Análise espacial da produtividade e acúmulo de serapilheira em mata de galeria**. 2013. 89 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade de Brasília, Brasília, 2013.
- ARANHA, T. R. B. T.; RODRIGUES, M. M. P.; BRAZ, A. F. M.; RAFAEL, R. de A.; LEITE, E. P. F. Aplicação de geoestatística para reamostragem de dados SRTM. **Congresso de pesquisa e inovação da rede norte nordeste de educação tecnológica**, Belém –PA, 2009. atributos do solo e do relevo. **Scientia Forestalis**, n. 72, p. 67-79, 2006.

AUBRY, P.; DEBOUZIE, D. Estimation of the mean from a two-dimensional sample: The geostatistical model – based approach. **Ecology**, Tempe, v. 82, n. 5, p. 1484-1494, 2001.

AVILA, A. L. Mecanismos de regeneração natural e estrutura populacional de três espécies arbóreas em remanescente de floresta ombrófila mista, Rio Grande do Sul. 2010. 152 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2010.

BACKES, A. **Contribuição ao conhecimento da ecologia da mata de araucária**. 1973. 235 f. Tese (Doutorado) - Universidade de São Paulo, Instituto de Biociências, Departamento de Botânica, São Paulo.

BATISTA, I. F.; ZIMBACK, C. R. L. Análise especial de nutrientes e produção de alface cultivada em ambiente protegido. **Irriga**, Botucatu, v. 15, n. 4, p. 401-413, out/dez, 2010.

BIASE, A. G.; SANTANA, T. V. F. de. Geoestatística análise de dados em outro software Gamma Desing GS+. Escola superior de Agricultura Luiz de Queiroz – Pós – Graduação em Estatística e Experimentação Agronômica, Piracicaba, São Paula, out.2012. 12p

BOGNOLA, I. A. **Unidades de manejo para *Pinus taeda* L. no plantio norte catarinense, com base em característica do meio físico**. 2007. 180 f. Tese (Doutorado em Ciências Florestais) – Universidade Federal do Paraná, Paraná, 2007.

BONATTI, J.; MARCZWSKI, M.; RABELATO, G. S.; SILVEIRA, C. F.; CAMPELLO, F. D.; RODRIGUES, G.; GUERRA, T.; HARTZ, S. M. Trilhas da Floresta Nacional de São Francisco de Paula, Rio Grande do Sul, Brasil: Mapeamento, análise e estudo da capacidade turística. **Revista Brasileira de Biociências**, Porto Alegre, v. 4, n.1/2, p. 15-26, jan./jun. 2006.

BONATTI, J.; MARCZWSKI, M.; REBELATO, G. S.; SILVEIRA, C. F.; CAMPELLO, F. D.; RODRIGUES, G.; GUERRA, T.; HARTZ, S. M. Trilhas da Floresta Nacional de São Francisco de Paula, Rio Grande do Sul: Mapeamento, análise e estudo da capacidade de carga turística. **Revista Brasileira de Biociências**, Porto Alegre. v. 4, n.1/2 p. 15-26, jan./jun. 2006.

BORSOI, G. A.; MULLER. B. V.; BRENA, D. A. Determinação do percentual de casaca para árvores de diferentes grupos de valor econômico em uma floresta ombrófila mista. **Ambiência**. v. 9, n. 2, p. 359-368, maio/agos. 2013.

BRANDELERO, C.; ANTUNES, M. U. F.; GIOTTO, E. Silvicultura de precisão: nova tecnologia para o desenvolvimento florestal. **Ambiência**, v. 3, n. 2, p. 269-281, maio/ago, 2007.

BRASIL. Lei n. 9.985 de julho de 2000. Institui o Sistema Nacional de Unidades de Conservação da Natureza. 2000.

BRITZ, R. M. Aspectos ambientais a serem considerados na restauração da Floresta de Araucária no Estado do Paraná. **Pesquisa Florestal Brasileira**. v. 55, p. 37-43. 2007.

BRITO, A.; FERREIRA, M. Z, MELLO, J.M.; SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; ACERWBI, F. W. Comparação entre métodos de quadrantes e Prodan para análises florística, fitossociológica e volumétrica. **Revista Cerne**. v. 13, n. 13, p. 399-407. 2007.

BROWER J.E.; ZAR. J.H. Field & laboratory methods for general ecology. 2nd ed. Iowa: Wm. C. Brown Publishers; 1984.

BROWN-BLANQUET, J. Sociologia vegetal: estudio de las comunidades vegetales. Buenos Aires: Acme, 1950. 44 p

BURGESS, T. M.; WEBSTER, R. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. I. The semivariogram and punctual Kriging. The Journal of soil science, Oxford, v. 31, p. 315-331, 1980.

CALDEIRA, M. V. W.; RONDON – NETO, R. M.; WATZLAWICK, L. F. Florística e estrutura de um fragmento de Floresta ombrófila mista, situado em São Marcos, RS, Brasil. In: Ciclo de atualização Florestal do Cone – Sul, 1. Santa Maria – RS. Anais... Santa Maria: 1999. P. 319 – 327.

CAMPELLO, F. D.; BRAGA, C. F.; GONÇALVES, C. V.; GONÇALVES, C. S.; FUHRO, D.; SANTOS JÚNIOR, J. E.dos.; RODRIGUES, G. G.; GUERRA, T.; HARTZ, S. M. Avaliação preliminar da qualidade das águas da Floresta Nacional de São Francisco de Paula, RS, Brasil. **Revista Brasileira de Biociências**, Porto Alegre, v. 3, n. 1/4 , p. 047-064, jan/dez, 2005.

CAPPELATTI, L.; SCHIMITT, J. L. Flora arborea de área de floresta ombrófila mista em São Francisco de Paula, RS, Brasil. **Pesquisas Botânicas**, n. 62, p. 253-261, 2011.

CHAMI, L. B.; ARAÚJO, M. M.; LONGHI, S.J.; KIELSE, P.; LÚCIO, A. D'Col. Mecanismos de regeneração natural em diferentes ambientes de remanescentes de Floresta Ombrófila Mista, São Francisco de Paula, RS. **Ciência Rural**. v. 41, n. 2, p. 251-259, fev. 2011.

CHASSOT, T. **Modelos de crescimento em diâmetro de árvores individuais de *Araucária angustifolia* (Bertol.) Kuntze na Floresta Ombrófila Mista**. 2009. 49 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria , RS, 2009.

CHIAMOLERA, L. B.; ANGELO, A. C.; BOEGER, M. R. Resposta morfoanatômica da folha de *Podocarpus lamberti* Klotzsch ex Endl (Podocarpaceae) implantado em duas áreas com diferentes graus de sucessão às margens do reservatório Iraí – PR. **Biotemas**, V. 23, p. 1-11. 2010

CORDEIRO, J.; RODRIGUES, W. A caracterização fitossociológica de um remanescente de Floresta Ombrófila Mista em Guarapuava, PR. **Revista Árvore**, Viçosa, MG, v. 31, n. 3, p. 425-554, 2007.

CORREIA, M. D. **Modelagem geoestatística da distribuição de carbono do solo e biomassa de herbáceas em sistema silvopastoril**. 2013. 101 f. Dissertação (Mestrado em Biométrie e estatística aplicada) – Universidade Rural de Pernambuco, Recife, 2013.

COUTO, E.G., STEIN, A.; KLAMT, E. Large area spatial variability of soil chemical properties in central Brazil. **Agriculture Ecosystems and Environment**, v. 66, p. 139-152.1997

CRESSIE, N. **Statistics for spatial data**. New York: Wiley, 900p. 1993.

CULLEN JUNIOR L, RUDRAN R, VALLADARES-PADUA C. Métodos de estudo em biologia da conservação e manejo da vida silvestre. Curitiba: Ed. da UFPR; Fundação O Boticário de Proteção à Natureza; 2004.

DOBROVOLSKI, R.; BOTH, R.; COELHO, I. P.; STOLZ, J. F. SCHÜSSLER, G.; RODRIGUES, G. G.; GUERRA, T.; HARTZ, S. M. Levantamento de áreas prioritárias para a conservação da Floresta Nacional de São Francisco de Paula (RS, Brasil) e seu entorno. **Revista Brasileira de Biociências**, v. 4, n1/ 2, p. 7-14, Jan/Jun. 2006.

DORMANN, C.F. Effects of incorporating spatial autocorrelation into the analysis of species distribution data. **Global Ecology and biogeography**, Oxford, v.16, n.2, p.129-138, 2007.

DURIGAN, M. E. **Florística, dinâmica e análise proteica de uma Floresta Ombrofila Mista em São João do Triunfo – PR**. 125 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1999.

EMPRAPA. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Sistema Brasileiro de Classificação de Solos**. Rio de Janeiro: Emprapa Informação Tecnológica, 2006. 306p.

FERREIRA, P. I.; PALUDO, G. F.; CHAVES, C. L.; BORTULUZZI, R. L. da C.; MANTOVANI. Florística e fitossociologia arbórea de remanescentes florestais em uma fazenda produtora de *Pinus* spp. **Floresta**, Curitiba – PR, v. 42, p. 783-794, out./dez.2012.

FINOL, H. Nuevos parâmetros a considerar-se en el análisis estructural de las selvas virgenes tropicales. **Revista Forestal**, Venezuela, Merida, v. 14, n. 21, p. 24-42, 1971.

FOERSTER, M. Strukturanalysis eines tropischen regenwaldes. In: Kolumbien. Allg. **Forst** - U.J.: ZTG, Wien, v. 144, n. 1, p. 1-8, 1973.

FREITAS, W. K. de.; MAGALHÃES, L. M. S. Métodos e parâmetros para estudo da vegetação com ênfase no estrato arbóreo. **Floresta e Ambiente**. v. 19, n. 4, p. 520-540. 2012.

GALVÃO, F.; KUNIYOSHI, Y.S.; RODERJAN, C.V. Levantamento fitossociológico das principais associações arbóreas da Floresta Nacional de Irati – PR. **Revista Floresta**, Curitiba, v. 19, n.1/2, p. 30-49. 1989.

GS+. **GS+ Geoestatistical for environmental Science**. Versão 9.0, Michigan: Gamma Design Software, 2013.

HIGUCHI, P.; SILVA, A. C. da.; FERREIRA, T. de S.; SOUZA, S. T. de.; GOMES, J. P.; SILVA, K. M. da.; SANTOS, K. F. dos.; LINKE, C.; PAULINO, P. da S. Influência de variáveis ambientais sobre o padrão estrutural e florístico do componente arbóreo, em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista Montana em Lages, SC. **Ciência Florestal**, Santa Maria. v. 22, n. 1, p. 79-90, jan. mar. 2012.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Manual técnico da vegetação brasileira**. 2 ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2012, 275p.

ISAAKS, E. H.; SRIVASTAVA, R. M. **Applied geostatistics**. New York: Oxford University Press, 1989.

- JARENKOW, J. A.; BAPTISTA, L. R. M. Composição florística e estrutura da mata com Araucária na estação ecológica de Aracuri, Esmeralda, RS. *Napaea*, n. 3, p. 9-18. 1987.
- JOURNAL, A. G.; HUIJBREGTS, C. J. **Mining geostatistics**. London: Academic, 600 p. 1978.
- JOURNAL, A. G.; HUIJBREGTS, C.J. **Mining geostatistics**. London: Academic, 600 p. 2003.
- KANEGAE JUNIOR, H.; MELLO, J. M. de; SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D. de. Avaliação da continuidade espacial de características dendrométricas em diferentes idades de povoamentos clonais de *Eucalyptus* sp. **Revista Árvore**, v. 31, n. 5, p. 859-866, 2007.
- KANIESKI, M. R. **Caracterização florística, diversidade e correlação ambiental na Flona de São Francisco de Paula, RS**. 2010. 99 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, RS, 2010.
- KANIESKI, M. R.; ARAUJO, A. C. B.; LONGHI, S. J. Quantificação da diversidade em Floresta Ombrófila Mista por meio de diferentes índices Alfa. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 38, n. 88, p. 567-577, dez.2010.
- KANIESKI, M. R.; LONGHI, S.J.; NARVES, I. da SILVA.; SOARES, P. R. C.; SANTOS, T. L.; CALLEGARO, R. M. Diversidade e padrões de distribuição espacial de espécies no estágio de regeneração natural em São Francisco de Paula, RS, Brasil. **Floresta**. v. 42, n. 3, p. 509 – 518, jul./set. 2012.
- KLEIN, R.M. Aspectos dinâmicos da vegetação do sul do Brasil. *Sellowia* 1984; 36: 5-54.
- LAMPRECHT, H. Ensayo sobre unos metodos para el analisis estructural de los bosques tropicales. **Acta Científica** Venezoelana, Merida, v.13, n. 2, p. 57-65, 1962.
- LANDIM, P. M. B. Análise estatística de dados geológicos multivariados. Departamento de Geologia aplicada – UNESP, 2000.
- LANDIM, P. M. B. **Análise estatística de dados geológicos**. 2. Ed. Ver e ampl. São Paulo: Editora UNESP, 2003.
- LANDIM, P. M. B. Sobre Geoestatística e mapas. *Terra e Didática*. v.2, n. 1, p. 19-33. 2006. Disponível <http://www.ige.unicamp.br/terrae didatica/>, acesso dia 04 de janeiro de 2014.
- LEITE, P. F.; KLEIN, R.M. Vegetação. 1990. In: *Geografia do Brasil: Região sul*. V. 2. Rio de Janeiro: IBGE. P. 113-150.
- LEITE, P.F. **As diferentes unidades fitogeográficas da região sul do brasil proposta de classificação**. Curitiba, 1994. 160 p. Dissertação (Mestrado em ciências Florestais). Curso de Pós – Graduação em Engenharia Florestal, Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná. 1994.
- LIMA, J.S de S. L.; SILVA, J.T.O da S.; OLIVEIRA, R.B de.; ALMEIDA, V.S de.; VANZO, F.L. Estudo da viabilidade de métodos geoestatísticos na mensuração da variabilidade espacial da dureza da madeira de paraju (*Manilkara* sp). **Revista Árvore**, Viçosa - MG, v.30, n.4, p.651-657, 2006.

LONGHI, S.J. **A estrutura de uma floresta natural de *Araucária angustifolia* (BERT) O. Ktze, no Sul do Brasil.** 1980. 198 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1980.

MACHADO, S. do A.; HOSOKAWA, R.T.; SILVA, J. C.G. L. et al., Estrutura de uma floresta secundária do segundo planalto paranaense. In: Congresso Florestal e do Meio Ambiente do Paraná, 3. 1988, Curitiba. Anais... Curitiba: APRE/APEF/Governo do Estado do Paraná, 1988, p. 153-168.

MACIEL, S. M. **Análise espacial do carbono em um fragmento florestal com predominância de *Anadenanthera* sp.** 2012. 135 f. Dissertação (Mestrado em Tecnologia da Madeira) – Universidade Federal de Lavras, Lavras. 2012.

MAGURRAN, A. E. **Ecological diversity and its measurement.** New Jersey: Princeton University, 1988.

MANZATTO, A. G. **Dinâmica de um fragmento de Floresta Estacional Semidecidual no município de Rio Claro, SP: diversidade, riqueza florística e estrutura da comunidade no período de 20 anos (1978-1998).** 2005. 119 f. Tese (Doutorado em Ciências Biológicas) – Universidade Estadual Paulista, Rio Claro, 2005.

MARANGON, L. C.; SOARES, J. S.; FELICIANO, A. L. P. Florística arbórea da Mata da Pedreira, município de Viçosa - Minas Gerais. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 27, n. 2, p. 207-215, 2003.

MARQUES, M. M. G. **Geoestatística aplicada na análise biométrica dos montados de sobreiro e azinheira.** 2006. 163 f. Dissertação (Mestrado em Georrecursos) – Universidade Técnica de Lisboa, Lisboa – Portugal. 2006.

MARTINS, P. J. **Biomassa vegetal, estoques de carbono e dinâmica em fragmento de Floresta Ombrófila Mista Montana.** 2011. 86 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Universidade Estadual do Centro – Oeste – Guarapuava –PR. 2011.

MATHERON, G. Principles of geostatistics. **Economic Geology**. El paso, v. 58, p. 11246-66, 1963.

MEDEIROS, J. D.; SAVI, M.; BRITO, B. F. A. de. Seleção de área para criação de unidade de conservação na Floresta Ombrófila Mista. **Biotemas**, Florianópolis, v. 18, n. 3, p. 33-50. 2005.

MEDEIROS, J.D.; SAVI, M.; BRITO, B.F.A. Seleção de áreas para criação de Unidades de Conservação na Floresta Ombrófila Mista. **Biotemas**, v. 18, p. 33-50. 2005

MELLO, J. M. de. **Geoestatística aplicada ao inventário florestal.** 2004. 122 f. Tese (Doutorado em Recursos Florestais) – Universidade de São Paulo, Piracicaba. 2004.

MELLO, J. M. de; OLIVEIRA, M. S. de; BATISTA, J. L. F.; JUSTINIANO JÚNIOR, P. R.; KANEGAE JÚNIOR, H. Uso do estimador geoestatístico para predição volumétrica por talhão. **Floresta**, Curitiba, v. 36, n.2, maio/ago. 2006.



MELLO, J.M.; DINIZ, F.S.; OLIVEIRA, A. D. de.; SCOLFORO, J. R. S.; ACERBI JÚNIOR, F. W.; THIERSCH, C. R. Métodos de amostragem e geoestatística para estimativa do número de fuste e volume em plantios de *Eucalyptus grandis*. **Floresta**, Curitiba, PR, v. 39, n. 1, p. 157-166, jan./mar. 2008.

MELO, D. D. V. **Florística, análise fitossociológica e modelo para a revegetação da bacia do Rio São Francisco/MG**. 2008. 269 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Lavras, Lavras. 2008.

MELO, M.S. **Florística, fitossociologia e dinâmica de duas florestas secundárias antigas com história de uso diferentes no nordeste do Pará – Brasil**, 2004. 116 f. Dissertação (Mestrado em Recursos Florestais) Escola Superior de Agricultura “Luiz Queiroz” Piracicaba. 2004.

MOTOMIYA, A. V. de A.; CORÁ, J. E.; PEREIRA, G. T. Uso da krigagem indicatriz na avaliação de indicadores de fertilidade do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, n. 30, p. 485-496, 2006.

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

NACIMENTO, 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. 2001.

NARVAES, I. da S. **Classificação e caracterização da regeneração natural em Floresta Ombrófila Mista na Floresta Nacional de São Francisco de Paula, RS**. 2004. 143 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) –Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, RS, 2004.

NARVAES, I. da S.; BRENA, D. A.; LONGHI, S.J. Estrutura da regeneração natural em Floresta Ombrófila Mista na Floresta Nacional de São Francisco de Paula, RS. **Ciência Florestal**, Santa Maria,RS. v. 15, n. 4, p. 331-342, Out. 2005.

NASCIMENTO, A. R. T.; LONGHI, S.J.; BRENA, D. A. Estrutura e padrões de distribuições 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.

NASCIMENTO, A.R.T. et al. 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.

NEGRELLE, S. F. C. da. Fitossociologia de um trecho de floresta com *Araucária angustifolia* (Bert.) O. Ktze. No município de Caçador – SC. **Bol. Pesq. Florestal**. Colombo, n. 24/25, p. 37-54, 1992.

NEVES, D. A. **Geoestatística aplicada ao estudo da variabilidade de espécies nativas em Fragmentos do Cerrado Brasileiro no Estado de São Paulo**. 2013. 172 f. Tese (Doutorado em Ciências da Terra e Meio Ambiente) – Universidade de A Coruña, Espanha. 2013

NOGUEIRA, C. H. **Análise de variância com dependência espacial sob uma abordagem geoestatística**. 2013. 124 f. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agropecuária) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2013.

ODA-SOUZA, M.; BARBIN, D.; RIBEIRO JÚNIOR, P. J.; STAPE, J. L. Aplicação de métodos geoestatísticos para identificação de dependência espacial na análise de dados de um ensaio de espaçamento florestal em delineamento sistemático tipo leque. **Revista Árvore**, Viçosa –MG. v. 32, n. 3, p. 499-509, maio. 2008.

OLIVEIRA, Y. M. M.; ROTTA, E. Levantamento da estrutura horizontal de uma mata de araucária no primeiro planalto paranaense. *Bol. Pesq. Florestal*. Colombo, n.4, p. 1-45, 1982.

ORTIZ, J. L.; VETTORAZZI, C. A.; COUTO, H. T. Z. do; GONÇALVES, J. L. de M. Relações espaciais entre o potencial produtivo de um povoamento de eucalipto e atributos do solo e do relevo. **Scientia Forestalis**, n. 72, p. 67-79, 2006.

PELISSARI, A. L. **Silvicultura de precisão aplicada ao desenvolvimento de *Tectona grandis* L. f. na região sul do Estado do Mato Grosso**. 2012. 88 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal de Mato Grosso, Cuiabá, 2012.

PELISSARI, A. L.; CALDEIRA, S. F.; EBLING, A. A.; BEHLING, A.; FIGUEIREDO FILHO, A. Modelagem geoestatística da dinâmica e distribuição espacial da área basal em povoamento de teca. *Enciclopédia Biosfera, Goiânica*, v. 9, n. 16, p. 1454, 2013.

PINTO-COELHO, R. M. *Fundamentos em Ecologia*. Porto Alegre: ARTMED Editora; 2000.

PIRES, C. A. F. **Modelagem e avaliação de dados geofísicos e geoquímicos aplicada a pesquisa de metais básicos e Au no prospecto volta Grande (Complexo intrusivo Lavras do Sul, RS, Brasil)**. 2002. 208 f. Tese (Doutorado em Engenharia de Minas Matérias e Metalurgia) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre. 2002.

RAMOS – MARTINS, D.; CHAVES, C. L.; BORTOLUZZI, R. L. da C.; MANTOVANI, A. Florística de Floresta Ombrófila Mista Altomontana e de Campos em Urupema, Santa Catarina, Brasil. **Revista Brasileira de Biociências**, Porto Alegre, v. 9, n. 2, p. 156-166, abr/jun. 2011.

RIBEIRO JÚNIOR, P. J. **Métodos geoestatísticos no estudo da variabilidade espacial de parâmetros do solo**. 1995. 99 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiros” 1995.

RIBEIRO, C. A. A. S. Floresta de Precisão. In: MACHADO, C. C. *Colheita Florestal*. Viçosa: UFV, 2002. p. 311-335

RIBEIRO, S. B. **Classificação e ordenação da comunidade arbórea da Floresta Ombrófila Mista da FLONA de São Francisco de Paula, RS**. 2004. 205 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2004.

RIBEIRO, S. B.; LONGHI, S. J.; BRENDA, D. A.; NASCIMENTO, A. R. T. Classificação e ordenação da comunidade arbórea da Floresta Ombrófila Mista da FLONA de São Francisco de Paula, RS. **Ciência Florestal**, Santa Maria, RS, v. 17, n. 2, p. 101-108, 2007

RODE, R.; FIGUEIREDO FILHO, A.; GALVÃO, F.; MACHADO, S. do A. Estrutura horizontal da comunidade arbórea sob um povoamento com *Araucária angustifolia* e uma Floresta Ombrófila Mista. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, v. 30, n. 64, p.347-361, nov/dez. 2010.

RODERJAN, C. V.; GALVÃO, F.; KUNIYOSHI, Y. S.; HATSCHBACH, G. G. As unidades fitogeográficas do estado do Paraná. **Ciência & Ambiente**, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria-RS, n. 24, p. 75-92, jan/jun 2002.

RONDON NETO, R. M.; KOZERA, C.; ANDRADE, R. do R. de.; CECY, A. T.; HUMMES, A. P.; FRITZSONS, E.; CALDEIRA, M. V. W.; MACIEL, M. de N.; SOUZA, M. K. F. de. Caracterização florística e estrutural de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista, em Curitiba, PR – Brasil. **Floresta**. v. 32, n. 1, p. 3-16. 2002

ROSA, A. D.; GUIDINI, A. L.; BENTO, M. A.; BIASI, J. P.; MISSIO, F. de F.; BUZZI JUNIOR, F.; ANSOLIN, R.D.; SILVA, A. C. da.; HIGUCHI, P.; Composição florística do estrato regenerativo de um fragmento de floresta ombrófila mista no planalto catarinense. **XI Congresso de Ecologia do Brasil**, Porto Seguro, BA, set.2013.

ROSEIRA, D. S. **Composição florística e estrutura fitossociológica do bosque com *Araucária angustifolia* (Bert.) O. Ktze no Parque Estadual João Paulo II, Curitiba, Paraná.** 1990. 111 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Biológicas) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1990.

ROSSATO, O. B.; SILVA, A. F. da.; QUARTEZANI, W, Z.; ZIMBACK, C. R. L. Geoestatística na análise de atributos químicos do solos na reserva indígena Araribá – SP. **Simpósio de Geoestatística aplicada em Ciências Agrárias**, Botucatu – SP, maio de 2009. 14 e 15 de maio de 2009.

SALVIANO, A.A.C. **Variabilidade de atributos de solo e de *Crotalaria juncea* em solo degradado do município de Piracicaba-SP.** 1996. 91 f. Tese (Doutorado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Piracicaba, Universidade de São Paulo.1996.

SAMPAIO, E.; V. S. B.; MAYO, S. J.; BARBOSA, M. R. U. Pesquisa Botânica Nordestina: Progresso e Perspectivas. Recife, Seção Regional de Pernambuco. 1996.

SANQUETTA, C. R.; PIZZATTO, W.; PÉLLICO NETO, S.; FIGUEIREDO FILHO, A. Dinâmica da composição florística de um fragmento de floresta ombrófila mista no centro sul do Paraná. **Revista Ciências Exatas e Naturais**. Ano 1, n. 2, Jan/Jun 2000.

SEBEM, E. **Desenvolvimento e aplicabilidade de uma base de dados relacional para o inventário florestal contínuo do Rio Grande do Sul.** 2000. 160 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Agrícola) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, RS, 2000.

SILVA, A. F. da.; LIMA, J. S. de S.; OLIVEIRA, R. B. de. Geoestatística no estudo do carbono orgânica total e solúvel em água sob manejo orgânico do solo. **Simpósio de geoestatística aplicada em ciências agrárias**, Botucatu, 14 e 15 de maio de 2009.

SILVA, A. F. da.; ZIMBACK, C. R. L.; OLIVEIRA, R. B. de. Cokrigagem na estimativa da evapotranspiração em Campinas (SP). **Tékhn e Lógos**, Botucatu, São Paulo, v. 2, n. 1, Out. 2010.

SILVA, J. A. da.; SALOMÃO, A. N.; MARTINS – NETTO, D. A. Natural regeneration under forest in the Genetic Reserve of Caçador – SC. **Revista ÁRVORE**, v. 22, n.2, p. 143-153, 1998.

SILVA. M. M. ; GANADE, G. M. S.; BACKES, A. Fitossociologia do estrato arbóreo de um remanescente de floresta ombrófila mista, na floresta nacional de São Francisco de Paula, rio grande do sul, brasil. **Pesquisa Botânica**, nº62, p. 199-210. 2011.

SILVEIRA, C. F. B. da. **A relação entre a Floresta Nacional de São Francisco de Paula e sua população associada: uma perspectiva polissêmica**. 2006. 112 f. Dissertação (Mestrado em Ecologia) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2006.

SILVEIRA, C. F. B. da.; RODRIGUES, G. G.; GUERRA, T. A coleta de pinhão na Floresta Nacional de São Francisco de Paula, RS: Uso potencial sustentável. **Revista Brasileira de Biociências**. v. 5, n. 1, p. 93-95, jul. 2011.

SOARES, P. **Levantamento fitossociológico de regeneração natural em reflorestamento misto no noroeste de Mato Grosso**. 2009. 50 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais e Ambientais) – Universidade Federal de Mato Grosso – Cuiabá. 2009.

SOBRAL, M. 2003. *A família Myrtaceae no Rio Grande do Sul*. São Leopoldo: Ed. Unisinos.

SONEGO, R. C.; BACKES, A.; SOUZA, A.; Descrição da estrutura de uma Floresta Ombrófila Mista, RS, Brasil, utilizando estimadores não paramétricos de riqueza e rarefação de amostras. **Acta Botânica**. v. 21, n. 4, p. 943-955. 2007.

SOUZA, D. C. ALCANTARA, H.; RAITANO, T. C.; GOIS, S. Estudo fitossociológico no remanescente florestal nas margens dos rios córregos dos papagaios e do campo , campo Mourão Paraná. Simpósio Ambiental da Universidade Tecnológica Federal do Paraná. 2013.

SOUZA, E. M. A. Florestas Nacionais, Grande papel a cumprir. *Silvicultura*, v. 56, p. 28-33. 1994.

SOUZA, F. M. de. **Estrutura e Dinâmica do Estrato Arbóreo e da Regeneração Natural em Áreas Restauradas**. 2000. 69 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) - ESALQ, Piracicaba, 2000.

STRECK, E. V. et al. **Solos do Rio Grande do Sul**. 1 ed. Porto Alegre.; EMATER/RS; UFRGS, 2002. 107p.

STRECK, E. V.; et al. **Solos do Rio Grande do Sul**. 2 ed. Porto Alegre.; EMATER/RS;UFRGS, 2008. 222p.

TEIXEIRA, I. F. **Estudo da paisagem da Floresta Nacional de São Francisco de Paula, RS, Brasil**. 2005. 177 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, RS, 2005.

USHIZIMA, T.M.; BERNARDI, J.V.E.; LANDIM, P.M.B. **Estudo da distribuição espacial do angico (*Anadenanthera peregrina*) na Floresta Estadual “Edmundo Navarro de Andrade”- Rio Claro, SP, Brasil**, empregando metodologia geoestatística. *Holos Environment*, v. 3, n. 1, p. 59-73, 2003.

VIEIRA, S. R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial. 2000.

VIEIRA, S. R. Uso de geoestatística em estudos de variabilidade espacial de propriedades do solo. In: NOVAIS, R. F.; ALVAREZ V., V. H.; SCHAEFER, C. E. G. R. (Org.). *Tópicos em ciência do solo v.1*. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, p. 1-54, 2000.

WATZLAWICK, L. F.; GARDIN, E.; LONGHI, S.J. Florística, estrutura e distribuição espacial em fragmento de Floresta Ombrófila Mista em São Francisco de Paula (RS). **Revista Ambiência**, Guarapuava, PR, v. 9, n. 1, p.113-128, Jan/Abr. 2013.

WILDING, L. P.; DRESS, L. Spatial variability and pedology. In L.P. Wilding, N. Smeck and G.F. Hall (eds.). *Pedogenesis and Soil Taxonomy*. Wageningen. Netherlands, p. 83–116, 1983.

WOJCIECHOWSKI, J. C. **Gesestatística aplicada ao estudo das características físico – químicas do solo em áreas de floresta estacional decidual**. 2006. 103 f. Dissertação (Mestrado em Geomática) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2006.

WOJCIECHOWSKI, J. C.; SHUMACHER, M. V.; PIRES, C. A. da F.; MADRUGA, P. R. de A. ; KILCA, R. de V.; BRUN, E. J.; SILVA, C. R. S. da.; VACCARO, S.; RONDON NETO, R. M. Geoestatística aplicada ao estudo físico – químico do solo em áreas de floresta estacional decidual. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 19, n. 4, p. 383-391, out-dez. 2009.

XAVIER, K. R. F. **Análise florística e fitossociológica em dois fragmentos de Floresta Serrana no Município de Dona Inês, Paraíba**. 2009. 76 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia ) – Universidade Federal da Paraíba, Areia –PB. 2009.

ZIMBACK, C. R. L. **Análise especial de atributos químicos de solo para fins de mapeamento da fertilidade**. 2001. 114 f. Tese de Livre Docência (Livre – Docência em Levantamento do solo e fotopedologia), FCA, Botucatu, 2001.