



**MARCELA DE CASTRO NUNES SANTOS**

**PADRÕES ESPAÇO-TEMPORAIS DO  
ESTRATO ARBÓREO DE UM  
REMANESCENTE DE FLORESTA  
OMBRÓFILA Densa NA SERRA DA  
MANTIQUEIRA, MINAS GERAIS**

**LAVRAS-MG**

**2013**

**MARCELA DE CASTRO NUNES SANTOS**

**PADRÕES ESPAÇO-TEMPORAIS DO ESTRATO ARBÓREO DE  
UM REMANESCENTE DE FLORESTA OMBRÓFILA DENSA NA  
SERRA DA MANTIQUEIRA, MINAS GERAIS**

Dissertação apresentada à  
Universidade Federal de Lavras,  
como parte das exigências do  
Programa de Pós-Graduação em  
Engenharia Florestal, área de  
concentração Manejo Florestal, para  
a obtenção do título de Mestre.

Orientador:

Dr. José Marcio de Mello

**LAVRAS-MG**

**2013**

**Ficha Catalográfica Elaborada pela Divisão de Processos Técnicos da  
Biblioteca da UFLA**

Santos, Marcela de Castro Nunes.

Padrões espaço-temporais do estrato arbóreo de um  
ramanescente de Floresta Ombrófila Densa na Serra da Mantiqueira,  
Minas Gerais / Marcela de Castro Nunes Santos. – Lavras : UFLA,  
2013.

120 p. : il.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal de Lavras, 2013.

Orientador: José Márcio de Mello.

Bibliografia.

1. Mata Atlântica. 2. Dinâmica florestal. 3. Análise multivariada.  
4. Krigagem. 5. Geoestatística. I. Universidade Federal de Lavras.  
II. Título.

CDD – 519.535

**MARCELA DE CASTRO NUNES SANTOS**

**PADRÕES ESPAÇO-TEMPORAIS DO ESTRATO ARBÓREO DE  
UM REMANESCENTE DE FLORESTA OMBRÓFILA DENSA NA  
SERRA DA MANTIQUEIRA, MINAS GERAIS**

Dissertação apresentada à  
Universidade Federal de Lavras,  
como parte das exigências do  
Programa de Pós-Graduação em  
Engenharia Florestal, área de  
concentração Manejo Florestal, para  
a obtenção do título de Mestre.

APROVADA em 25 de fevereiro de 2013.

Dr. Carlos Rogério de Mello – DEG/UFLA

Dr. João Paulo Rodrigues Alves Delfino Barbosa – DBI/UFLA

Dr. Lucas Rezende Gomide – DCF/UFLA

Dr. José Marcio de Mello

Orientador

**LAVRAS-MG**

**2013**

Ao brasileiro, financiador do ensino público de qualidade.

DEDICO

## **AGRADECIMENTOS**

À Universidade Federal de Lavras, pela formação profissional e pessoal, por ser local de oportunidades, de realização de sonhos, de encontros;

Agradeço aos professores e funcionários, especialmente àqueles com quem convivo mais, pelo enorme serviço que nos prestam;

Ao meu orientador, Prof. José Marcio de Mello, pela orientação, paciência e oportunidades;

Ao Prof. Carlos Rogério de Mello, pelos dados cedidos e pelas valiosas correções;

Aos Professores do DCF, em especial, Prof. Marco Fontes e Prof. Paulo Garcia, pela ajuda e ensinamentos; .

Aos professores membros da banca, Prof. João Paulo Barbosa e Prof. Lucas Gomide, pelas oportunas e imprescindíveis sugestões;

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico – CNPq, pela concessão de bolsa de estudos;

Aos colegas de mestrado, pelo convívio, pelos bons momentos e aflições que dividimos;

Aos amigos de toda vida Célio, Joyce, André, Cris, Matheus Henrique, Pri, Rod, Ana Lú, Thaisa, Lucas, Iberê, Eva, Grazi, pela aceitação, carinho e por estarem sempre por perto e ao Willian pelo companheirismo e carinho;

À minha família imediata, meus amores genuínos, pai (José Maria), mãe (Maria Betânia), irmãs (Paula e Renata) e avó (Luiza) que me fizeram chegar até aqui, com muita torcida, apoio e amor;

A Deus por me ter dado essa história, essas pessoas, esses desafios, esses sonhos e, sobretudo por ter me dado FORÇA para querer sempre mais.

“isso de querer ser exatamente aquilo que a gente é ainda vai nos levar a além”

*P. Leminski*

## RESUMO

A compreensão das relações entre os diversos elementos de um ecossistema florestal é fundamental para subsidiar planos de recuperação de áreas degradadas, elaborar estratégias de conservação e planos de manejo, e visualizar cenários futuros diante da escassez ou excesso de algum desses elementos. Tal compreensão é mais bem alcançada quando se dispõe de técnicas robustas e sofisticadas de análise de dados, como análises multivariadas de ordenação, análises geoestatísticas e regressão múltipla. Visando contribuir para o melhor entendimento das relações em ecossistemas florestais, com a presente dissertação, desenvolvida em um remanescente de Floresta Ombrófila Densa em Bocaina de Minas, na Serra da Mantiqueira, objetivou-se (1) apresentar as variações temporais na estrutura, composição florística e diversidade da floresta (2) verificar quanto das variações existentes na floresta são explicadas por variáveis topo-edafo-climáticas (3) verificar o potencial da matéria orgânica superficial do solo como variável auxiliar no processo de predição espacial de matéria orgânica em profundidade e carbono no fuste da vegetação (4) avaliar a continuidade espacial de atributos químicos e texturais do solo da floresta em questão. Para isso, técnicas multivariadas, de geoestatística e modelagem foram utilizadas. Os resultados apontam para uma floresta em fase de construção inicial do processo de silvigênese com aumento de densidade de indivíduos e área basal, em que as variações existentes em termos de substituições de espécies, biomassa e dinâmica ao longo da floresta são expressas em um gradiente de altitude (que condensa outros gradientes, principalmente de conservação e edáfico). A matéria orgânica superficial do solo utilizada como co-variável na cokrigagem do estoque de carbono da vegetação, embora não apresente ganhos em precisão na interpolação espacial, mostrou-se eficiente por gerar mapas semelhantes aos gerados por krigagem ordinária, podendo ter desempenho melhor em outras escalas. As variáveis do solo apresentaram estrutura de continuidade espacial, ligada às condições de relevo e conservação da área.

Palavras-chave: Mata Atlântica. Dinâmica Florestal. Análises Multivariadas. Geoestatística. Krigagem.

## ABSTRACT

Comprehending the relations between the various elements of a forest ecosystem is fundamental to subsidize recovery plans in degraded areas, elaborate conservation strategies and management plans, and visualize future sceneries considering the scarcity or lack of some of these elements. Such comprehension is better achieved when robust and sophisticated data analysis techniques, such as ordination multivariate analysis, geostatistical analysis and multiple regression, are available. In order to contribute to better understanding the relations in forest ecosystems, the present dissertation, developed in a Dense Ombrophylous Forest in Bocaina de Minas, in the Serra da Mantiqueira, had the objectives of: (1) presenting the temporal variations in the structure, forest composition and forest diversity; (2) verify how much of the variations existent in the forest are explained by topographic, soil and climatic variables; (3) verify the potential of soil superficial organic matter as an auxiliary variable in the organic matter depth and carbon in the vegetation shaft spatial predictions; and (4) evaluate the spatial continuity of chemical and texture soil attributes in the forest in question. In order to do this, multivariate, geostatistical and modeling techniques were used. The results point to a forest in initial construction phase of the silvigenesis process, with an increase in the density of individuals and basal area, in which the variations existant in terms of species, biomass and dynamics substitution along the forest are expressed in altitude gradient (which condenses other gradients, especially that of conservation and soil). Though the soil's superficial organic matter, used as a co-variable in cokriging of the vegetation's carbon reserve, does not present gain in spatial interpolation precision, it was shown efficient for generating maps similar to those generated by ordinary kriging, and may perform better in different scales. The soil variables presented spatial continuity structure connected to the area's topographical and conservation conditions.

Keywords: Atlantic Rain Forest. Forest Dynamics. Multivariate Analyses. Geostatistics. Kriging.

## SUMÁRIO

	<b>PRIMEIRA PARTE</b>	
1	INTRODUÇÃO .....	11
2	REFERENCIAL TEÓRICO.....	12
2.1	Mata Atlântica.....	12
2.2	Dinâmica de Florestas.....	14
2.3	Relação entre variáveis topo-edafo-climáticas e dinâmica florestal.....	18
2.4	Hidrologia Florestal.....	19
2.5	Quantificação do estoque de Carbono em Florestas Tropicais..	20
2.6	Geostatística.....	22
2.6.1	Cokrigagem .....	24
3	CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	26
	REFERÊNCIAS .....	26
	<b>SEGUNDA PARTE - ARTIGOS</b>	
	<b>ARTIGO 1 VARIAÇÕES TEMPORAIS DE UMA FLORESTA OMBRÓFILADENSA NA SERRA DA MANTIQUEIRA, EM MINAS GERAIS: COMPOSIÇÃO, ESTRUTURA E DIVERSIDADE.....</b>	<b>33</b>
1	INTRODUÇÃO.....	33
2	MATERIAL E MÉTODOS.....	35
3	RESULTADOS .....	38
4	DISCUSSÃO.....	44
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	47
	AGRADECIMENTOS.....	47
	REFERÊNCIAS .....	47
	ANEXO .....	53
	<b>ARTIGO 2 INFLUÊNCIA TOPO-EDAFO-CLIMÁTICA NA VEGETAÇÃO DE UM FRAGMENTO DE MATA ATLÂNTICA NA SERRA DA MANTIQUEIRA, MG. ....</b>	<b>63</b>
1	INTRODUÇÃO.....	63
2	MATERIAL E MÉTODOS.....	65
3	RESULTADOS .....	71
4	DISCUSSÃO.....	76
5	CONCLUSÃO .....	81
	REFERÊNCIAS.....	81
	<b>ARTIGO 3 DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DA MATÉRIA ORGÂNICA DO SOLO E DO ESTOQUE DE CARBONO EM UM REMANESCENTE DE MATA ATLÂNTICA DA SERRA DA MANTIQUEIRA, MG. ....</b>	<b>87</b>
1	INTRODUÇÃO.....	88
2	MATERIAL E MÉTODOS.....	89
3	RESULTADOS E DISCUSSÃO .....	92
4	CONCLUSÕES .....	99

	<b>AGRADECIMENTOS.....</b>	<b>99</b>
	<b>REFERÊNCIAS.....</b>	<b>100</b>
	<b>ARTIGO 4 CONTINUIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS DO SOLO EM UM REMANESCENTE DE MATA ATLÂNTICA NA SERRA DA MANTIQUEIRA, MG.....</b>	<b>103</b>
<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO.....</b>	<b>103</b>
<b>2</b>	<b>MATERIAL E MÉTODOS.....</b>	<b>105</b>
<b>3</b>	<b>RESULTADOS E DISCUSSÃO.....</b>	<b>108</b>
<b>4</b>	<b>CONCLUSÃO.....</b>	<b>115</b>
	<b>REFERÊNCIAS.....</b>	<b>116</b>

## **1 INTRODUÇÃO**

A dinâmica, a interação e a interdependência entre os diversos elementos, bióticos e abióticos, de uma paisagem (relevo, clima, vegetação, hidrografia, solo, fauna etc.) condicionam uma variabilidade espacial e temporal muito expressiva nos ecossistemas por ela abrigados. O clima e o relevo são, dos elementos naturais, os que mais influenciam na formação de um ecossistema: eles interferem e condicionam os demais elementos, embora sejam também por ele influenciados. A cobertura vegetal, por sua vez, é o elemento mais frágil e dependente dos demais. Fragilidade e dependência aliada às particularidades de cada área vegetada fazem com que elas sejam alvo de inúmeras investigações aplicadas por meio dos mais variados e distintos métodos.

Nesse sentido, combinar a explicação de padrões e processos ecológicos com a utilização de métodos sofisticados e robustos de análise de dados corrobora o desenvolvimento da pesquisa ecológica menos subjetiva.

A grande motivação do presente trabalho foi dar mais um passo rumo à compreensão das conexões existentes entre a vegetação de um local e as demais condições ambientais, principalmente de solo, clima e topografia e o objetivo geral foi representar e compreender tais conexões e processos existentes em uma Floresta Ombrófila Densa em Bocaina de Minas, na Serra da Mantiqueira, MG, por meio da aplicação de métodos como análises multivariadas e geoestatística.

A presente dissertação foi estruturada em cinco capítulos, sendo o primeiro de revisão bibliográfica abordando temas e conceitos fundamentais para o desenvolvimento do trabalho e os demais em forma de artigos: dois com enfoque temporal, analisando a dinâmica da vegetação e sua correlação com variáveis ambientais e dois com caráter espacial, aplicando geoestatística a variáveis da vegetação e solo.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

### 2.1 Mata Atlântica

Com área de abrangência estimada em algo entre 1 a 1,5 milhão de km<sup>2</sup> e somente 7 a 8% de cobertura florestal original, a Mata Atlântica é hoje um dos ecossistemas mais devastados e mais seriamente ameaçados do planeta, sendo considerado um *hotspot* de conservação, ou seja, locais prioritários para conservação por possuírem alta diversidade e estarem ameaçados, em que o ritmo das mudanças é mais rápido e a necessidade de ação mais urgente (GALINDO-LEAL; CÂMARA, 2005). Atualmente, a Mata Atlântica brasileira compreende remanescentes de floresta tropical ao longo de uma estreita faixa na costa brasileira entre as latitudes 14° e 21° e faz parte da região que concentra as cidades mais populosas do país (HANAZAKI; ALVES; BEGOSSI, 2009).

O grande alcance latitudinal torna a Mata Atlântica bastante heterogênea em sua extensão, o que acarreta o surgimento de diferentes tipologias vegetacionais. Essas tipologias estão relacionadas às diferentes condições ambientais às quais as florestas estão sujeitas, como a diminuição da chuva a partir da costa (RIBEIRO, M. et al., 2009). Tal heterogeneidade pode dificultar a delimitação da Mata Atlântica e pode criar divergências quanto a sua extensão e quanto à classificação de suas fisionomias. Segundo Oliveira-Filho e Fontes (2000), fixar limites para as florestas atlânticas não é fácil, já que a transição delas para as formações abertas do interior é muito complexa e mais ou menos gradual.

Ainda segundo Oliveira-Filho e Fontes (2000), as muitas definições de Floresta Atlântica encontradas na literatura podem ser divididas em duas principais visões: *sensu stricto*, ou seja, somente as florestas úmidas da costa até 300 km dentro do continente, e *sensu lato*, a qual compreende também as florestas semidecíduas e mistas de Araucária aumentando o limite para 700 km dentro do continente.

Atualmente, a definição de Mata Atlântica *sensu lato* é bem aceita sendo que a classificação oficial do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE (2004) reconhece as tipologias Floresta Ombrófila Densa, Floresta Ombrófila Aberta, Floresta Ombrófila Mista, Floresta Estacional Semidecidual, Floresta Estacional Decidual, Savana, Savana Estépica, Estepe e também áreas das Formações Pioneiras, Áreas de Tensão Ecológica, Refúgios Vegetacionais como sendo parte do “Bioma” Mata Atlântica (IBGE, 2004) (Figura 1).

O processo de devastação e perda de diversidade da Mata Atlântica possui causas e dinâmica extraordinariamente complexas, historicamente impulsionadas por um sistema desigual de posse da terra e por relações comerciais locais, nacionais e internacionais (GALINDO-LEAL; CÂMARA, 2005), que resultaram em paisagens humanas modificadas na forma de agro-mosaicos (TABARELLI et al., 2010). Tais mosaicos são geralmente hiperdinâmicos, já que o desmatamento de matas nativas ainda é um processo contínuo, concomitante com os ciclos de abandono das terras agrícolas, supressão de áreas de floresta secundária para a cultura, pastagem, e mudanças nas atividades econômicas (CARTES, 2003; METZGER et al., 2009; TABARELLI et al., 2010; TEIXEIRA et al., 2009).

Por outro lado, segundo Paese et al. (2010), nos últimos 30 anos têm sido elaborados diversos levantamentos sobre o estado de conservação do bioma Mata Atlântica e definidas iniciativas prioritárias. Essas iniciativas foram resultado do crescente envolvimento da academia, organizações de conservação governamentais e sem fins lucrativos e da qualidade e quantidade de dados que tem se tornado disponível.

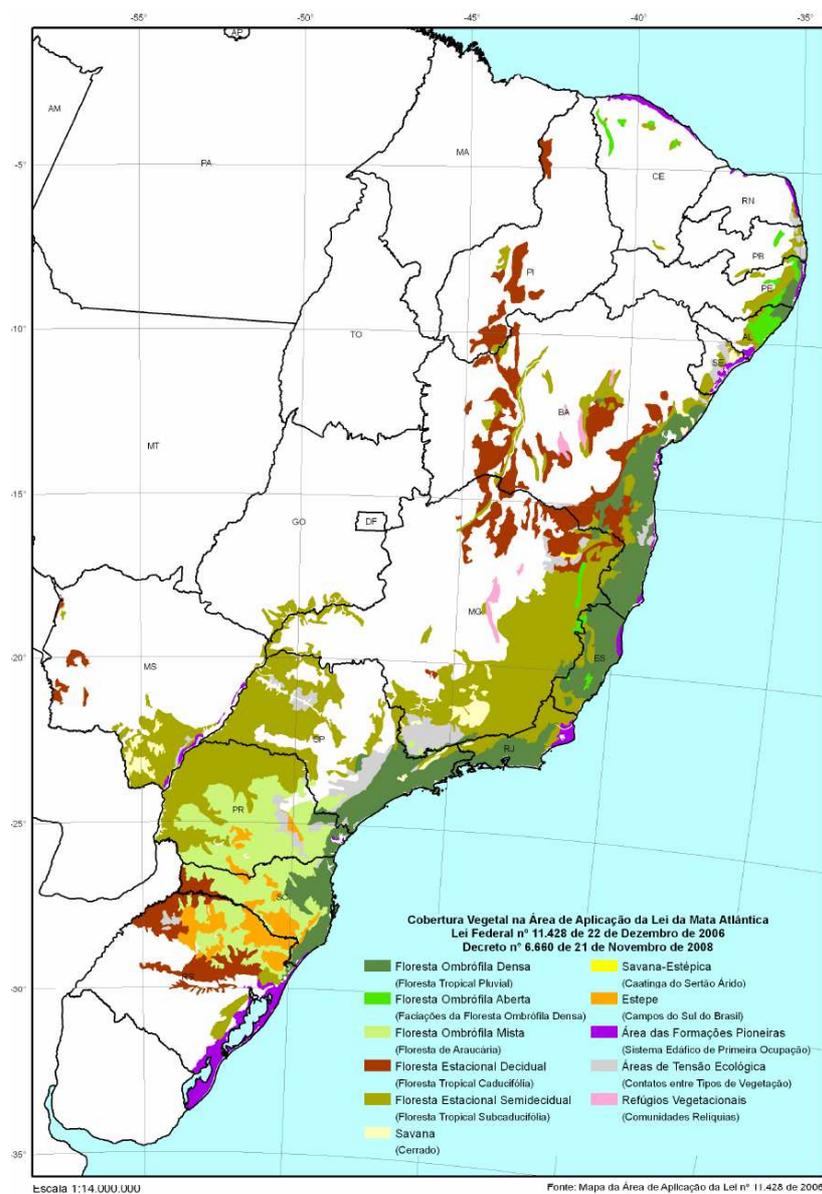


Figura 1 Extensão do Bioma Mata Atlântica conforme Lei Federal 11428/2006, Decreto 6660/2008

Fonte: IBGE (2004)

## 2.2 Dinâmica de Florestas

Segundo Hallé, Oldeman e Tomlinson (1978), silvigênese é o processo pelo qual a arquitetura da floresta é construída, incluindo uma série

de fenômenos que levam uma floresta instável recém estabelecida a uma floresta homeostática madura que pode incluir as mesmas espécies, nas mesmas proporções, mas não no mesmo estágio de desenvolvimento. Este processo é caracterizado por eventos e estágios como: distúrbios e dinâmica de clareiras, equilíbrio (homeostase) na floresta, ciclos e fases silvigenéticas, ecótopos diversos etc. (Figura 2).

A necessidade de compreensão desses processos silvigenéticos no tempo e no espaço levaram os pesquisadores a desenvolver estudos de dinâmica florestal. A dificuldade de visualização de anéis de crescimento anuais nas árvores tropicais no contexto do início de pesquisas em dinâmica florestal impedia o uso de abordagens indiretas convenientes ao estudo de processos dependentes do tempo, como crescimento e mortalidade em florestas, e fez dos inventários repetidos de indivíduos marcados metodologia usual para a obtenção de dados (LIBERMAN, D. et al., 1985).

Nesse sentido, os primeiros grandes estudos de dinâmica florestal foram realizados por Liberman, D. et al. (1985), que desenvolveram um estudo pioneiro em *La Selva Biological Station*, na Costa Rica, onde lançaram 12,4 ha de parcelas permanentes e mediram árvores e lianas com diâmetro na altura do peito maior ou igual a 10 cm em 1969-1970 e depois em 1982. Esses autores encontraram uma mortalidade no período de 13 anos igual a 23,2%. Além disso, encontraram taxas de mortalidade que foram independentes do tamanho das árvores e classificaram os indivíduos mortos encontrados em: 'mortos em pé', 'mortos caídos', 'enterrados sob árvores caídas' e 'inteiramente decompostos'. Os autores também fizeram subamostras de 400 m<sup>2</sup> onde avaliaram, mediram e identificaram todos os indivíduos de 2 a 10 cm de diâmetro, os quais apresentaram, no período de 13 anos, mortalidade de 45%. A mortalidade do ponto de vista espacial também foi analisada. Verificou-se que as árvores mortas enterradas por quedas de outras árvores apresentavam-se agregadas.

Também Liberman e Liberman (1987) estudaram a composição florística de *La Selva Biological Station*, sua regeneração natural a qual,

constatou-se, é afetada pela leve sazonalidade, as taxas de crescimento das árvores e usaram *bootstrapping* para construir curvas de crescimento para os grupos de espécies: espécies de sub-dossel, espécie de dossel tolerantes à sombra e espécies intolerantes a sombra. Esses autores compararam parcelas, utilizaram análise de correspondência segmentada (DCA), realizaram estudo florístico e discutiram as implicações do intervalo de medição utilizado. Outros trabalhos desses autores em *La Selva Biological Station* são Liberman e Liberman (1985) e Liberman, M. et al. (1985).

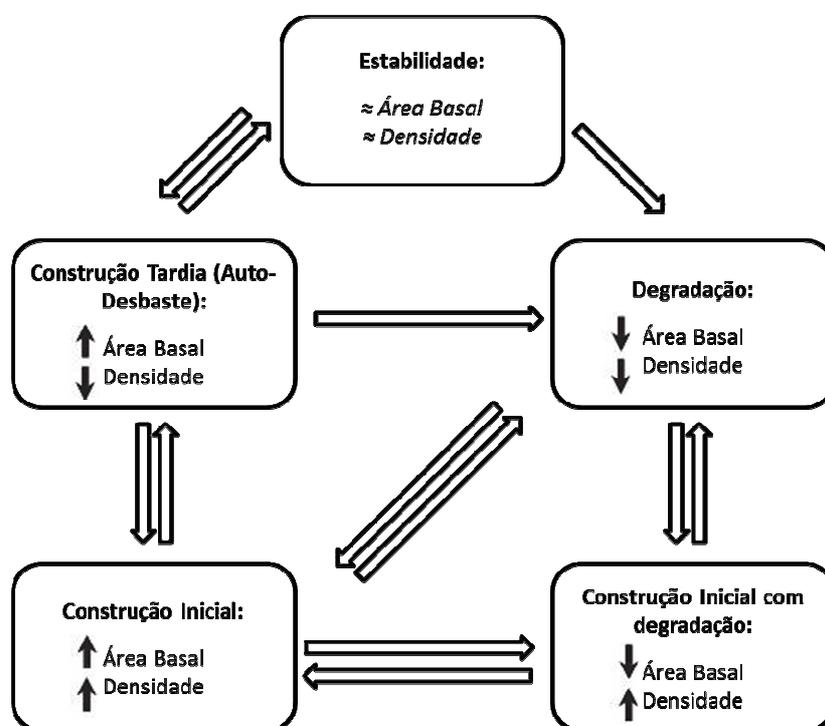


Figura 2 Diagrama representando as interações entre as fases hipotéticas de regeneração da floresta e suas respectivas tendências na dinâmica da comunidade expressas como mudanças na demografia (densidade) e biomassa (área basal)

Fonte: Machado e Oliveira-Filho (2010)

Também pioneiros, foram os estudos de Condit et al. (2004) e Condit, Hubbell e Foster (1992, 1993) na ilha de Barro Colorado, no Panamá, onde em 1980, em 50 ha de parcelas permanentes todas as árvores

acima de 1 cm de diâmetro na altura do peito (1,3 m) foram identificadas, medidas e mapeadas e sua dinâmica foi acompanhada.

Informações sumarizadas, na forma de taxas (mortalidade e recrutamento, por exemplo) são muito utilizadas nos estudos de dinâmica. Ecólogos frequentemente medem e comparam taxas de mortalidade e outras taxas de mudança dependentes de contagem (SHEIL; BURSLEM; ALDER, 1995). Nesse contexto, o trabalho de Sheil e May (1996) também é de grande importância, pois esses autores mostram teoricamente que a comunidade florestal é formada por subgrupos com diferentes taxas de mortalidade e a taxa de mortalidade da comunidade, em média, tende a diminuir com o aumento do tempo entre as medições. Os autores apontam a formulação utilizada por Vanclay (1991) para florestas úmidas da Austrália como o modelo melhor calibrado de mortalidade. Essa demonstração teórica de Sheil e May (1996) foi comprovada empiricamente por Lewis et al. (2004).

Atualmente, com a maioria dos maciços florestais estando reduzidos a pequenos remanescentes, é importante entender os mecanismos que regem os processos de dinâmica de comunidades e populações de árvores no contexto de fragmentação. A fragmentação altera variáveis ambientais importantes para as características adaptativas das plantas, como disponibilidade luminosa e hídrica, o que influencia as interações biológicas, e pode ter efeitos sobre a densidade e distribuição das plantas.

Além disso, é interessante compreender o papel da estocasticidade e das variáveis ambientais na determinação da distribuição das espécies no espaço e no tempo. Machado e Oliveira-Filho (2010), buscando padrões de dinâmica relacionados à heterogeneidade ambiental em um fragmento de Floresta Estacional Semidecidual Montana em Lavras (MG), afirmam que o processo de dinâmica de uma comunidade florestal pode ser espacialmente heterogêneo mesmo em um pequeno fragmento onde a mesma tendência de dinâmica é observada em toda a área. Os autores apontaram que na área analisada, a heterogeneidade espacial se deveu principalmente ao histórico

de distúrbios particular de cada local dentro do fragmento, enquanto a heterogeneidade ambiental parece ter tido um papel secundário, porém significativo.

No Brasil, em termos de estudos de dinâmica florestal, destacam-se o Projeto Dinâmica Biológica de Fragmentação Florestais – PDBFF (INPA/SI), um projeto experimental de longo prazo iniciado na década de 70 com o projeto “Tamanho Mínimo Crítico de Ecossistemas”, na Amazônia e que hoje é conduzido em uma área de 1.000 km<sup>2</sup> localizada a cerca de 80 km ao norte de Manaus (AM). O projeto inclui um total de 11 fragmentos florestais com tamanho variando entre 1 e 100 ha localizados nas fazendas e cercados de extensivas áreas de floresta intacta utilizadas como parcelas-controle; o projeto Diversidade, Dinâmica e Conservação em Florestas do Estado de São Paulo: 40ha de parcelas permanentes do Programa BIOTA-FAPESP; e os trabalhos da Universidade Federal de Lavras nas florestas semidecíduas do sudeste (GUIMARÃES et al., 2008; MACHADO; OLIVEIRA-FILHO, 2010; OLIVEIRA-FILHO et al., 2007; OLIVEIRA-FILHO; MELLO; SCOLFORO, 1997).

### **2.3 Relação entre variáveis topo-edafo-climáticas e dinâmica florestal**

Um dos principais objetivos dos estudos de ecologia e manejo de florestas nativas tem sido investigar as relações existentes entre a distribuição e crescimento das populações de espécies arbóreas e as variáveis ambientais que possam afetar tais processos.

Nesse sentido, Oliveira-Filho e Fontes (2000), estudando os padrões florísticos da Floresta Atlântica no Sudeste do Brasil, reconheceram a altitude, seguida da precipitação e temperatura, como os principais fatores associados a maior parte da variação observada na separação e distribuição de formações florestais dessa região.

Já no que diz respeito ao crescimento de florestas, Landsberg, Waring e Coops (2003) destacam diversas variáveis ambientais que tem

participação direta no crescimento da floresta, dentre as quais se destacam: radiação solar, temperatura do ar, evaporação, transpiração e disponibilidade de água no solo.

Entretanto, nem sempre é possível estabelecer nitidamente a influência isolada de uma variável ambiental sobre os parâmetros vegetacionais, mesmo porque pode existir alta correlação entre as próprias variáveis ambientais. Além disso, existe a variação destas variáveis ao longo do tempo, o que afeta de diferentes formas o crescimento florestal.

Apesar de tamanha complexidade, alguns trabalhos apontam certos padrões, principalmente no que diz respeito à influência de atributos do solo na dinâmica e crescimento de florestas. Segundo Higuchi et al. (2008), o que se nota até então é que, em geral, comunidades arbóreas apresentam maiores taxas de crescimento e rotatividade em solos úmidos, de boa aeração e ricos em nutrientes.

## **2.4 Hidrologia Florestal**

Diferentes usos e ocupações do solo implicam em distintos comportamentos nos atributos do solo e da água. Nesse sentido, deve-se considerar o papel da vegetação na influência de atributos físico-hídricos do solo (MENEZES et al., 2009), sendo que a remoção das florestas tem causado aumento significativo dos processos que levam à degradação de imensas áreas, com prejuízos aos recursos hídricos e à biodiversidade (PINTO et al., 2009).

A hidrologia florestal trata justamente dessas relações floresta-água abrangendo os efeitos da floresta sobre o ciclo da água, incluindo os efeitos sobre a erosão e a qualidade da água nas bacias hidrográficas, sendo muito útil para nortear as atividades florestais dentro de um programa de manejo integrado de bacias hidrográficas (LIMA, 2008).

Segundo Lima (2008), o ciclo da água em uma bacia envolve vários e complexos processos hidrológicos: evaporação, precipitação,

interceptação, transpiração, infiltração, percolação, escoamento superficial etc.

Portanto, a umidade do solo é um dos elementos mais relevantes no controle dos processos hidrológicos, visto que exerce influência na geração do escoamento superficial direto, na recarga subterrânea, na evaporação do solo, na transpiração de plantas e em uma série de interações geográficas e pedogênicas (ÁVILA; MELLO; SILVA, 2010).

A precipitação e a evapotranspiração também aparecem como elementos chave do ciclo e é comum considerar que em locais com maior precipitação as florestas crescem mais. Entretanto, evidências têm sido acumuladas mostrando que precipitações longas excedendo a demanda das plantas em florestas tropicais úmidas podem ter um efeito negativo no crescimento florestal por que a entrada de grande quantidade de água é correlacionada negativamente com a disponibilidade de outros recursos essenciais para as plantas, como nutrientes ou luz (MYNENI et al., 2007; POSADA; SCHUUR, 2011).

Huxman et al. (2004) estudaram como a variação em características da precipitação (como intensidade e frequência) afetam fluxos de carbono no ecossistema em regiões áridas e semiáridas e como esses padrões de fluxo podem ser influenciados pelos componentes edáfico, microbiano e vegetacional desses ecossistemas. Os autores afirmam que processos como interceptação no dossel (que é diretamente dependente da estrutura do sistema) podem interferir significativamente no uso da água no ecossistema, particularmente em pequenos eventos de precipitação. Além disso, os autores destacam que, muito mais que as pequenas chuvas superficiais, as grandes tempestades são profundas o suficiente para aumentar os padrões das trocas gasosas das plantas.

## **2.5 Quantificação do estoque de Carbono em Florestas Tropicais**

A quantificação e valoração de serviços ambientais têm crescido não só em função da crescente demanda do mercado (e.g. mercado de crédito de carbono), mas também por questões ambientais, principalmente no contexto de mudanças climáticas.

Em especial, devido à intensificação do efeito-estufa, questões como as causas e consequências desse processo merecem atenção de pesquisadores e da população em geral. Esse fenômeno ocorre devido ao aumento da concentração dos “gases de efeito-estufa”, principalmente dióxido de carbono (CO<sub>2</sub>), metano (CH<sub>4</sub>) e óxido nitroso (N<sub>2</sub>O), provenientes de emissões antrópicas (RIBEIRO, S. et al., 2009).

Segundo Sanquetta, Balbinot e Ziliotto (2004), as árvores estão entre os seres vivos com maior capacidade de armazenar carbono em sua biomassa devido ao seu porte avantajado, à sua longevidade e à possibilidade de crescerem em maciços, o que faz com que as florestas sejam consideradas como sumidouros de carbono e o reflorestamento aceito como meio efetivo de capturar o dióxido de carbono da atmosfera.

A biomassa pode ser definida como a massa viva ou matéria orgânica morta, e mudanças de biomassa vegetal no tempo por unidade de área podem ser usadas como uma variável climática essencial, pois elas são uma medida direta do sequestro ou liberação de carbono pelos ecossistemas terrestres (FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS - FAO, 2009).

Segundo a FAO (2009), a biomassa pode ser medida por amostragem *in situ* ou utilizando ferramentas de sensoriamento remoto. Esses dois procedimentos dão origem aos métodos: (a) medida destrutiva de biomassa *in situ*, (b) estimativas não-destrutivas de biomassa *in situ*, (c) inferência por sensoriamento remoto (d) modelos. Equações alométricas são usadas para extrapolar dados amostrados *in situ* para uma área maior e derivar biomassa de outras variáveis e são ferramentas essenciais quando não há possibilidade de amostrar *in situ* por restrições de ordem financeira, operacional ou legal.

## 2.6 Geoestatística

A preocupação com técnicas e estimadores mais eficientes, que determinem as características de uma área ou de uma porção da superfície terrestre, são alvos de estudos em várias áreas do conhecimento desde o início do século vinte (WOJCIECHOWSKI et al., 2009).

Segundo Landim (2006), a geoestatística surgiu na África do Sul quando o engenheiro de minas Daniel G. Krige e o estatístico H.S. Sichel, desenvolveram empiricamente uma técnica própria de estimativa para o cálculo de reservas minerais. Posteriormente essa técnica recebeu tratamento formal por G. Matheron, no início dos anos 60, na França, para o estudo das chamadas variáveis regionalizadas, ou seja, variáveis com condicionamento espacial.

A ferramenta básica da geoestatística é o semivariograma (Figura 3), o qual mostra a natureza estrutural de um conjunto de dados (assumido pela variável regionalizada) e é definido a partir da comparação de valores tomados simultaneamente em dois pontos, segundo uma determinada direção. No semivariograma podem ser identificados os parâmetros “alcance”, “contribuição”, “patamar” e “efeito pepita”.

A função de semivariância  $\gamma(h)$  é definida como sendo a esperança matemática do quadrado da diferença entre os valores de pontos no espaço, separados por uma distância  $h$ , conforme a equação 1:

$$\gamma(h) = \left(\frac{1}{2}\right) E \left\{ [Z_{(x)} - Z_{(x+h)}]^2 \right\} \quad (1)$$

A semivariância pode ser estimada por:

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

em que  $N(h)$  é o número de pares de valores medidos  $Z(x_i)$ ,  $Z(x_i+h)$ , separados por um vetor  $h$  (JOURNEL; HUIBREGTS, 1978).

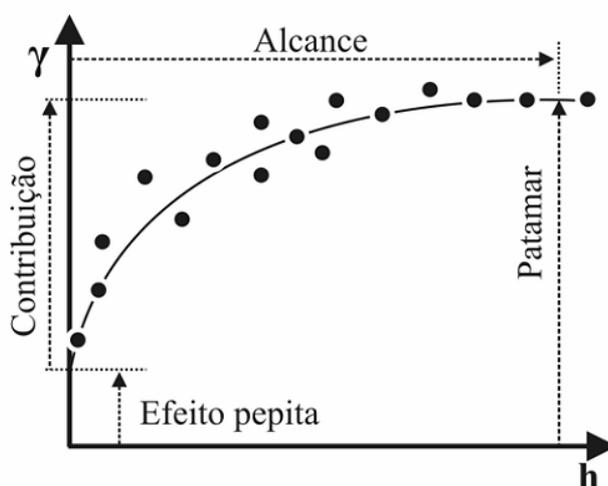


Figura 3 Representação gráfica dos parâmetros de um semivariograma teórico típico ajustado ao semivariograma experimental  
Fonte: Oliveira et al. (2008)

Seguem-se ao semivariograma experimental os ajustes de modelos teóricos. Os mais utilizados em ciências da terra são: Modelo Esférico, Modelo Exponencial, Modelo Gaussiano e Modelo Potência. Dentre eles, o Modelo Exponencial tem sido bastante aplicado à modelagem espacial na área florestal (MELLO et al., 2005).

Uma vez que o modelo espacial está ajustado pode-se fazer a krigagem, procedimento semelhante ao de interpolação por média móvel ponderada, exceto que na krigagem os pesos são determinados a partir de uma análise espacial, baseada no modelo espacial. Segundo Kanega Júnior et al. (2007), o interpolador geoestatístico ou krigagem utiliza propriedades

estatísticas e estimativas da configuração espacial dos pontos amostrados para a estimativa do ponto desejado. Além disso, a krigagem fornece, em média, estimativa não tendenciosas e com variância mínima.

Na prática, ressalta Carrasco (2010), é muito importante estimar o comportamento na origem da função do semivariograma, pois o entendimento da natureza do efeito pepita pode fornecer importantes informações sobre o fenômeno em estudo. Além disso, é importante também conhecer as implicações profundas das estratégias de estimação adotadas.

### **2.6.1 Cokrigagem**

Quando muitas variáveis são medidas em cada elemento amostral, as chances de haver correlação entre elas são muito grandes e mais difícil se torna a análise por métodos comuns de estatística univariada. A estatística multivariada consiste em um conjunto de métodos utilizados em situações nas quais inúmeras variáveis são medidas simultaneamente em cada elemento amostral.

Algumas áreas das ciências agrárias frequentemente apresentam situações em que existe a correlação espacial entre duas variáveis. A estimativa de uma delas pode ser feita usando-se informações de ambas, expressas no semivariograma cruzado e no método chamado cokrigagem (VIEIRA, 2000).

A cokrigagem é um procedimento geoestatístico segundo o qual, diversas variáveis regionalizadas podem ser estimadas em conjunto, com base na correlação espacial existente entre elas. É uma extensão multivariada do método da krigagem no qual para cada local amostrado obtém-se um vetor de valores em lugar de um único valor. Os valores obtidos por meio da cokrigagem são não viciados e têm variância mínima (GENÚ, 2004). A utilização desta técnica é mais eficiente quando uma das variáveis não foi amostrada em quantidade suficiente, por questões de redução de custos ou tempo, e deseja-se estimativas de precisão aceitável.

Com o semivariograma cruzado é possível verificar a relação entre duas variáveis espacialmente medidas e observar se a variabilidade de uma série é acompanhada pela variabilidade da outra. Se duas variáveis regionalizadas se apresentam correlacionadas espacialmente, então o semivariograma cruzado – que representa essa correlação e estabelece o vínculo entre elas – será dado por Mata et al. (1997) e Silva, Guimarães e Tavares (2003):

$$\hat{\gamma}_{h_{1,2}} = \hat{\gamma}_{h_{2,1}} = \frac{1}{2 \cdot N(h)} \left\{ \sum_{i=1}^{N(h)} [z_1(s_i) - z_1(s_i + h)][z_2(s_i) - z_2(s_i + h)] \right\} \quad (3)$$

Nesta função  $z_1(\cdot)$  representa o valor de uma variável numa dada localização e  $z_2(\cdot)$  o valor da outra variável na mesma posição. A forma obtida para os gráficos do semivariograma cruzado experimental tem significado diferente do obtido pelo semivariograma simples. Nele, o alcance representa a distância máxima de dependência espacial entre as duas variáveis em estudo; o patamar, se existir, deve aproximar-se do valor da covariância entre as duas variáveis.

Quando as duas variáveis apresentarem correlação inversa, a covariância será negativa e o semivariograma cruzado também produzirá resultados negativos (VIEIRA, 1996). Entretanto, uma padronização da correlação obtida no ajuste de um modelo ao semivariograma cruzado permitirá uma mesma escala de comparação entre os casos avaliados. Uma forma de padronizar tal correlação é ponderar o resultado pelo produto da raiz quadrada dos respectivos patamares das variáveis envolvidas (SILVA; GUIMARÃES; TAVARES, 2003), ou seja:

$$CGP = \frac{(C_0 + C_1)}{\sqrt{C_{z_1}} \sqrt{C_{z_2}}} \quad (4)$$

Onde:

CGP é o coeficiente geoestatístico padronizado para a correlação espacial;

$(C_0 + C_1)$  é o patamar de ajuste do semivariograma cruzado;

$\sqrt{C_{z_1}}$  e  $\sqrt{C_{z_2}}$  patamares das variáveis  $z_1$  e  $z_2$ .

Angelico (2006) verificou o desempenho da cokrigagem na determinação da variabilidade de atributos do solo e concluiu que a utilização da cokrigagem possibilitou maior eficiência da caracterização química do solo por meio da redução de amostras com a utilização de uma co-variável. Os resultados mostraram que a cokrigagem pode realizar a estimativa do pH e do Mn do solo eficientemente, usando como co-variável o teor de matéria orgânica desse solo.

A cokrigagem também se mostrou eficiente para a estimativa de valores de evapotranspiração no trabalho de Silva, Zimback e Oliveira (2010). Os autores utilizaram a umidade relativa do ar e a radiação solar como variáveis auxiliares na estimativa, já que essas variáveis se mostraram muito correlacionadas com a evapotranspiração.

### 3 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A compreensão dos processos que ocorrem atualmente na Mata Atlântica juntamente com suas relações com variáveis ambientais podem ser interessantes no sentido de combater o crescente desmatamento, fornecer subsídios para recuperação de áreas já degradadas, visualizar cenários futuros e elaborar estratégias e políticas públicas de conservação.

Nesse contexto, pesquisas que utilizem métodos robustos de análise, como a geoestatística por meio da krigagem e cokrigagem podem ser decisivas na medida em que proveem informações de elevada qualidade e precisão.

### REFERÊNCIAS

ANGELICO, J. C. Desempenho da co-krigagem na determinação da variabilidade de atributos do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, MG, v. 30, n. 6, p. 931-936, nov./dez. 2006.

ÁVILA, L. F.; MELLO, C. R. de; SILVA, A. M. Continuidade e distribuição espacial da umidade do solo em bacia hidrográfica da Serra da Mantiqueira. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 14, n. 12, p. 1257-1266, 2010.

CARRASCO, P. C. Nugget effect, artificial or natural? **The Journal of the Southern African Institute of Mining and Metallurgy**, Johannesburg, v. 110, n. 6, p. 299-305, June 2010.

CARTES, J. L. Brief history of conservation in the interior Atlantic Forest. In: GALINDO-LEAL, C.; CÂMARA, I. G. (Ed.). **The Atlantic Forest of South America: biodiversity status, threats, and outlook**. Washington: Island, 2003. p. 269-287.

CONDIT, R. et al. Tropical forest dynamics across a rainfall gradient and the impact of an El Niño dry season. **Journal of Tropical Ecology**, Cambridge, v. 20, n. 1, p. 51-72, Jan. 2004.

CONDIT, R.; HUBBELL, S. P.; FOSTER, R. B. Identifying fast-growing native trees from the Neotropics using data from a large, permanent census plot. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 62, n. 1/4, p. 123-143, Dec. 1993.

\_\_\_\_\_. Short-term dynamics of a neotropical forest. **BioScience**, Washington, v. 42, n. 11, p. 822-828, Nov. 1992.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS. **Biomass**. Rome, 2009. 20 p.

GALINDO-LEAL, C.; CÂMARA, I. de G. **The Atlantic Forest of South America: biodiversity status, threats, and outlook**. São Paulo: SOS Mata Atlântica; Belo Horizonte: Conservação Internacional, 2005. 472 p.

GENÚ, A. M. **Geoestatística multivariada**. Piracicaba: ESALQ, 2004. 17 p.

GUIMARÃES, J. C. C. et al. Dinâmica do componente arbustivo-arbóreo de uma floresta de galeria aluvial no planalto de Poços de Caldas, MG, Brasil. **Revista Brasileira de Botânica**, São Paulo, v. 31, n. 4, p. 621-632, 2008.

HALLÉ, F.; OLDEMAN, R. A.; TOMLINSON, P. B. **Tropical treesandforests: an architectural analysis**. Berlin: Springer Verlag, 1978. 441 p.

HANAZAKI, N.; ALVES, R. R.; BEGOSSI, A. Hunting and use of terrestrial fauna used by Caiçaras from the Atlantic Forest coast, Brazil. **Journal of Ethnobiology and Ethnomedicine**, London, v. 5, n. 36, p. 36-40, Jan. 2009.

HIGUCHI, P. et al. Dinâmica da comunidade arbórea em um fragmento de floresta estacional semidecidualmontana em Lavras, Minas Gerais, em diferentes classes de solos. **Revista Árvore**, Viçosa, MG, v. 32, n. 3, p. 417-426, maio/jun. 2008.

HUXMAN, T. E. et al. Precipitation pulses and carbon fluxes in semiarid and arid ecosystems. **Oecologia**, Berlin, v. 141, n. 2, p. 254-68, Oct. 2004.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Mapa de vegetação do Brasil**. Rio de Janeiro, 2004. 1 mapa. Escala 1:5,000,000.

JOURNEL, A. G.; HUIJBREGTS, C. H. J. **Mining geostatistics**. London: Academic, 1978. 600 p.

KANEGAE JÚNIOR, H. et al. Avaliação da continuidade espacial de características dendrométricas em diferentes idades de povoamentos clonais de *Eucalyptus* sp. **Revista Árvore**, Viçosa, MG, v. 31, n. 5, p. 859-866, set./out. 2007.

LANDIM, P. M. B. Sobre geoestatística e mapas. **Terra Didática**, Campinas, v. 2, n. 1, p. 19-33, 2006.

LANDSBERG, J. J.; WARING, R. H.; COOPS, N. C. Performance of the forest productivity model 3-PG applied to a wide range of forest types. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 172, n. 2/3, p. 199-214, Jan. 2003.

LEWIS, S. L. et al. Tropical forest tree mortality, recruitment and turnover rates: calculation, interpretation and comparison when census intervals vary. **Journal of Ecology**, Oxford, v. 92, n. 6, p. 929-944, Dec. 2004.

LIBERMAN, D. et al. Growth rates and age-size relationships of tropical wet forest trees in Costa Rica. **Journal of Tropical Ecology**, Cambridge, v. 1, n. 2, p. 97-109, 1985.

LIEBERMAN, D.; LIEBERMAN, M. Forest tree growth and dynamics at La Selva, Costa Rica, 1969-1982. **Journal of Tropical Ecology**, Cambridge, v. 3, p. 347-358, 1987.

LIBERMAN, M. et al. Small-scale altitudinal variation in lowland wet tropical forest vegetation. **The Journal of Ecology**, Oxford, v. 73, n. 2, p. 505-516, 1985.

LIBERMAN, M.; LIBERMAN, D. Simulation of growth curves from periodic increment data. **Ecology**, Durham, v. 66, n. 2, p. 632-635, 1985.

LIMA, W. P. **Hidrologia florestal aplicada ao manejo de bacias hidrográficas**. Piracicaba: FEALQ, 2008. 253 p.

MACHADO, E. L. M.; OLIVEIRA-FILHO, A. T. Spatial patterns of tree community dynamics are detectable in a small (4 ha) and disturbed fragment of the Brazilian Atlantic forest. **Acta Botanica Brasílica**, Porto Alegre, v. 24, n. 1, p. 250-261, 2010.

MATA, J. D. V. da et al. Relação entre produtividade e resistência à penetração em área irrigada por pivô central, sob dois sistemas de preparo. **Acta Scientiarum**, Maringá, v. 21, n. 3, p. 519-525, 1997.

MELLO, J. M. et al. Ajuste e seleção de modelos espaciais de semivariograma visando à estimativa volumétrica de *Eucalyptus grandis*. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 69, n. 4, p. 25-37, dez. 2005.

MENEZES, M. D. et al. Levantamento pedológico e sistema de informações geográficas na avaliação do uso das terras em sub-bacia hidrográfica de Minas Gerais. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 33, n. 6, p. 1544-1553, nov./dez. 2009.

METZGER, J. P. et al. Time-lag in biological responses to landscape changes in a highly dynamic Atlantic forest region. **Biological Conservation**, Essex, v. 142, n. 6, p. 1166-1177, June 2009.

MYNENI, R. B. et al. Large seasonal swings in leaf area of Amazon rainforests. **Proceedings National Academy of Sciences in the USA**, Washington, v. 104, n. 12, p. 4820-4823, 2007.

OLIVEIRA, M. S. et al. Conceitos e métodos estatísticos. In: SCOLFARO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; CARVALHO, L. M. T. (Ed.). **Zoneamento ecológico-econômico do Estado de Minas Gerais: componentes geofísico e biótico**. Lavras: UFLA, 2008. p. 7-42.

OLIVEIRA-FILHO, A. T. et al. Dinâmica da comunidade e populações arbóreas da borda e interior de um remanescente florestal na Serra da Mantiqueira, Minas Gerais, em um intervalo de cinco anos (1999-2004). **Revista Brasileira de Botânica**, São Paulo, v. 30, n. 1, p. 149-161, 2007.

OLIVEIRA-FILHO, A. T.; FONTES, M. A. L. Patterns of floristic differentiation among Atlantic Forests in Southeastern Brazil and the Influence of Climate. **Biotropica**, Washington, v. 32, n. 4b, p. 793-810, 2000.

OLIVEIRA-FILHO, A. T.; MELLO, J. M.; SCOLFARO, J. R. S. Effects of past disturbance and edges on tree community structure and dynamics within a fragment of tropical semideciduous forest in southeastern Brazil over a five year period (1987-1992). **Plant Ecology**, Dordrecht, v. 131, n. 6, p. 45-66, June 1997.

PAESE, A. et al. Fine-scale sites of global conservation importance in the Atlantic forest of Brazil. **Biodiversity and Conservation**, Bengaluru, v. 19, n. 12, p. 3445-3458, Aug. 2010.

PINTO, D. B. F. et al. Qualidade da água do Ribeirão Lavrinha na região Alto Rio Grande, MG, Brasil. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 33, n. 4, p. 1145-1152, jul./ago. 2009.

POSADA, J. M.; SCHUUR, E. A. Relationships among precipitation regime, nutrient availability, and carbon turnover in tropical rain forests. **Oecologia**, Berlin, v. 165, n. 3, p. 783-795, 2011.

RIBEIRO, M. C. et al. The Brazilian Atlantic Forest: how much is left, and how is the remaining forest distributed?: implications for conservation. **Biological Conservation**, Essex, v. 142, n. 6, p. 1141-1153, June 2009.

RIBEIRO, S. C. et al. Quantificação de biomassa e estimativa de estoque de carbono em uma floresta madura no município de Viçosa, Minas Gerais. **Revista Árvore**, Viçosa, MG, v. 33, n. 5, p. 917-926, set./out. 2009.

SANQUETTA, C. R.; BALBINOT, R.; ZILLOTTO, M. A. **Fixação de carbono**: atualidades, projetos e pesquisa. Curitiba: UFPR, 2004. 205 p.

SHEIL, D.; BURSLEM, D. F. R. P.; ALDER, D. The Interpretation and misinterpretation of mortality rate measures. **Journal of Ecology**, Oxford, v. 83, n. 2, p. 331-333, 1995.

SHEIL, D.; MAY, R. M. Mortality and recruitment rate evaluations in heterogeneous tropical forests. **Journal of Ecology**, Oxford, v. 84, n. 1, p. 91-100, 1996.

SILVA, A. F.; ZIMBACK, C. R. L.; OLIVEIRA, R. B. Cokrigagem na estimativa da evapotranspiração em Campinas, SP. **Tékhnē e Lógos**, Botucatu, v. 2, n. 1, p. 1-14, out. 2010.

SILVA, J. W.; GUIMARÃES, E. C.; TAVARES, M. Variabilidade temporal da precipitação mensal e anual na estação climatológica de Uberaba, MG. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 27, n. 3, p. 665-674, maio/jun. 2003.

TABARELLI, M. et al. Prospects for biodiversity conservation in the Atlantic Forest: lessons from aging human-modified landscapes. **Biological Conservation**, Essex, v. 143, n. 10, p. 2328-2340, Oct. 2010.

TEIXEIRA, A. M. G. et al. Modeling landscape dynamics in an Atlantic rain forest region: implications for conservation. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 257, n. 4, p. 1219-1230, Feb. 2009.

VANCLAY, J. K. Mortality functions for North Queensland Rain Forests. **Journal of Tropical Forest Science**, Kuala Lumpur, v. 4, n. 1, p. 15-36, Jan. 1991.

VIEIRA, S. R. **Geoestatística**: curso de extensão universitária. Botucatu: UNESP, 1996. 166 p.

\_\_\_\_\_. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R. F.; ALVAREZ, V. H.; SCHAEFER, C. E. G. R. (Ed.). **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa, MG: Sociedade Brasileira de Ciência de Solo, 2000. p. 1-54.

WOJCIECHOWSKI, J. C. et al. Geoestatística aplicada ao estudo das características físico-químicas do solo em áreas de floresta estacional decidual. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 19, n. 4, p. 383-391, 2009.

**VARIAÇÕES TEMPORAIS DE UMA FLORESTA  
OMBRÓFILA DENSA NA SERRA DA MANTIQUEIRA, MINAS  
GERAIS: COMPOSIÇÃO, ESTRUTURA E DIVERSIDADE**

**RESUMO:** A caracterização das diversas tipologias do Domínio Atlântico é importante no contexto de conservação de seus remanescentes. Nesse sentido, o objetivo com este trabalho foi analisar as mudanças na estrutura, composição e diversidade florística da comunidade arbórea de uma Floresta Ombrófila Densa, em Bocaina de Minas, MG. O estudo foi conduzido com base em dados de DAP coletados em três medições (2009, 2011, 2012). Os resultados indicam uma floresta em fase de construção do processo de silvigênese caracterizada por aumento de densidade de indivíduos e área basal, sem grandes alterações nas estimativas de diversidade.

**Palavras-chave:** Mata Atlântica. Dinâmica florestal. Parcelas permanentes.

**ABSTRACT:** (TEMPORAL VARIATIONS OF A DENSE OMBROPHYLOUS FOREST IN THE SERRA DA MANTIQUEIRA, MINAS GERAIS, BRAZIL: COMPOSITION, STRUCTURE AND DIVERSITY) The characterization of various typologies in the Atlantic Domain is important in the context of the conservation of its remnants. In this sense, the objective of this work was to analyze the changes in forest structure, composition and diversity in the tree community of a Dense Ombrophylous Forest, in Bocaina de Minas, in Minas Gerais, Brazil. The study was conducted based on DBH (diameter at breast height) data collected in three measurements (2009, 2011, 2012). The results indicate a forest in the construction phase of the silvigenesis process, characterized by the increase in the density of individuals and basal area, without great alterations in the diversity estimates.

**Keywords:** Atlantic Rain Forest. Forest Dynamics. Permanent Plots.

## **1 INTRODUÇÃO**

O Domínio Atlântico abriga diferentes fitofisionomias localizadas na faixa litorânea brasileira desde o Rio Grande do Norte até o Rio Grande do Sul (GUEDES et al., 2005). No Sudeste brasileiro, a Serra da Mantiqueira é um sistema de montanhas situadas principalmente no estado de Minas Gerais com suas porções sudeste e leste nos limites com os estados de São Paulo,

Minas Gerais e Rio de Janeiro. Essas frentes são consideradas a maior extensão da Floresta Tropical Atlântica para o interior do continente (FERNANDES; BEZERRA, 1990; OLIVEIRA-FILHO et al., 1994).

O complexo montanhoso da Serra da Mantiqueira chega a alcançar 2.800 m de altitude na Mantiqueira Meridional (MOREIRA; CAMELIER, 1977) e os desníveis altitudinais nela existentes são capazes de alterar a fisionomia das comunidades florestais por ela abrigadas. Tais florestas de montanha têm sido subdivididas em montanas e altimontanas, distribuindo-se em diferentes faixas de altitude (FRANÇA; STEHMANN, 2004) e muitas vezes abrigando nascentes de cursos d'água, o que as faz importantes na manutenção da qualidade e quantidade de água, além de proporcionarem condições para a sobrevivência da fauna regional.

Apesar disso, poucos foram os levantamentos realizados nas florestas montanas e altimontanas no sudeste brasileiro (MEIRELES; SHEPHERD; KINOSHITA, 2008), sendo recentes as descrições florísticas, estruturais e ecológicas de florestas situadas acima de 1100 m de altitude (CARVALHO et al., 2005, 2007; OLIVEIRA-FILHO et al., 1994, 2004, 2005; PEREIRA, I. et al., 2006; PEREIRA, J. et al., 2006; SOARES et al., 2006; VALENTE et al., 2011).

A necessidade de estudos nessas formações é reforçada pela redução da área dessas florestas devido a atividades antrópicas como queimadas, agricultura e pecuária, entre outras (OLIVEIRA-FILHO et al., 2004). Apesar da proteção conferida historicamente pela dificuldade de acesso, as ameaças às florestas montanas são particularmente sérias quando se considera que ocupavam uma área proporcionalmente menor que as florestas de altitude mais baixa e que elas abrigam uma flora muito peculiar (PEREIRA et al., 2005).

Visando corroborar com estudos que caracterizam a composição de espécies arbóreas dessa região com tamanha heterogeneidade/complexidade ambiental e buscando responder a questões relacionadas às variações na comunidade florestal ao longo do tempo, o presente estudo tem como

objetivo analisar as mudanças na estrutura, composição e diversidade florística da comunidade arbórea de uma Floresta Ombrófila Densa, em Bocaina de Minas, MG.

## **2 MATERIAL E MÉTODOS**

### **Área de estudo**

A área de estudo consiste em um fragmento de Floresta Ombrófila Densa localizado em uma Microbacia Hidrográfica de 13,71 ha, próxima ao município de Bocaina de Minas, na região da Serra da Mantiqueira, sudeste de Minas Gerais, entre as coordenadas 22° 07' S e 22° 09' S de Latitude e 44° 26' W e 44° 29' W de Longitude (Figura 1), com altitudes variando aproximadamente de 1400 e 1700 metros.

A região possui clima super-úmido pela classificação de Thornthwaite, ou seja, com balanço hídrico altamente positivo ao longo de todo o ano e Cwb pela classificação de Köppen, com invernos frios e menos úmidos que os verões, que são amenos e mais chuvosos (MELLO et al., 2012). Consiste de uma das mais importantes regiões brasileiras que abrigam nascentes, sendo responsável pelas drenagens dos rios Grande e Aiuruoca, dentre outros. O solo dominante na microbacia é o Cambissolo Háplico Distrófico (MENEZES et al., 2009), cujo material de origem é o granito-gnaíse, com profundidade classificada como moderadamente profundo (<1,5 m).

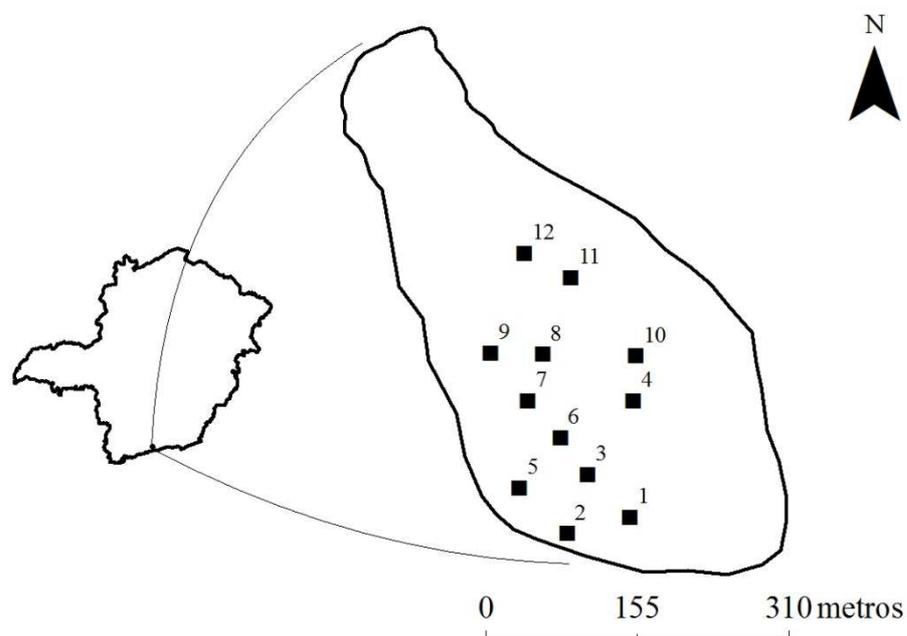


Figura 1 Localização da Área de Estudos e parcelas amostrais utilizadas para levantamento da vegetação.

### **Amostragem**

A coleta dos dados foi realizada em junho de 2009, julho 2011 e julho de 2012. Nessas ocasiões, foram medidas em 12 parcelas permanentes de 400 m<sup>2</sup> (20 x 20 m) distribuídas aleatoriamente na área, a circunferência a 1,30 m do solo (CAP) de todas as árvores vivas com CAP maior ou igual a 15,7 cm ( $DAP \geq 5$  cm) e suas alturas totais. As árvores medidas foram identificadas em campo ou posteriormente por especialista.

### **Dinâmica da vegetação**

As taxas calculadas expressam a dinâmica da vegetação de duas formas: em número de indivíduos e em área basal. Foram calculadas, por parcela, taxas anuais médias de mortalidade (M) e recrutamento (R) de

árvores individuais e taxas médias de perda (P) e ganho (G) em área basal por meio das expressões exponenciais:

$$M=(1-[(N_0-N_m)/N_0]^{1/t})*100$$

$$R=(1-(1-N_r/N_t)^{1/t})*100$$

$$P=(1-((AB_0-(AB_m+AB_d))/AB_0)^{1/t})*100$$

$$G=(1-(1-(AB_r+AB_g)/AB_t)^{1/t})*100$$

Em que: t é o tempo em anos entre os inventários;  $N_0$  e  $N_t$  são, respectivamente, as contagens inicial e final de árvores individuais;  $N_m$  e  $N_r$  são, respectivamente, o número de árvores mortas e recrutadas;  $AB_0$  e  $AB_t$  são, respectivamente, as áreas basais inicial e final das árvores;  $AB_m$  é a área basal das árvores mortas;  $AB_r$  é a área basal dos recrutadas; e  $AB_d$  e  $AB_g$  são respectivamente, o decremento e o incremento em área basal das árvores sobreviventes (SHEIL; BURSLEM; ALDER, 1995; SHEIL; JENNINGS; SAVILL, 2000).

Para expressão da dinâmica global, foram obtidas as taxas de rotatividade (turnover) em número de árvores (RN) e área basal (RAB) (a partir, respectivamente, das médias das taxas de mortalidade e recrutamento e de perda e ganho em área basal) e os tempos de meia-vida e duplicação da comunidade (KORNING; BALSEV, 1994; OLIVEIRA-FILHO; MELLO; SCOLFORO, 1997; WERNECK; FRANCESCHINELLI, 2004). Como forma de complementar as taxas de dinâmica, analisou-se a distribuição dos indivíduos em classes diamétricas nas três medições, comparando-as por meio do teste de Wilcoxon a 5% (ZAR, 1984).

### **Composição florística e fitossociologia**

Para a descrição da comunidade arbórea nos três inventários (2009, 2011 e 2012), foram calculados os seguintes parâmetros fitossociológicos das espécies: número de indivíduos, densidade absoluta (DA) e relativa, área

basal (AB), dominância absoluta e relativa, frequência absoluta e relativa (FA e FR) e valor de importância (VI = FR + DR + DoR) (KENT; COKER, 1992).

As estimativas de diversidade e equabilidade de espécies foram obtidas por meio do índice de diversidade de Shannon-Wiener ( $H'$ ) (KENT; COKER, 1992), calculados para os três períodos. O índice de equabilidade de Pielou ( $J$ ), baseado em  $H'$ , foi utilizado para estimativa da uniformidade da comunidade. As estimativas de diversidade de Shannon foram comparadas através das médias (valor estimado  $\pm$  desvio padrão) de curvas de diversidade em função da abundância de indivíduos geradas a partir de 1000 randomizações do Índice de Shannon por medição. As curvas foram construídas com a ajuda do software Estimate S 8.0 (COLWELL, 2011).

### **Análise de gradientes**

Análises de correspondência segmentada (DCA) foram aplicadas para avaliar a substituição das espécies ao longo do espaço (gradiente ambiental) nos três inventários (2009, 2011 e 2012). Esta técnica indireta de gradientes é utilizada em estudos ecológicos de comunidades para ordenar de forma integrada os dados de espécies em relação às suas unidades amostrais, e seu resultado expressa o produto da variabilidade na distribuição das espécies pelas unidades amostrais ao longo da comunidade (LEPS; SMILAUER, 2005). As matrizes utilizadas para o processamento da DCA foram elaboradas com base no número de indivíduos de cada espécie observado nas parcelas, sem exclusão de espécies de baixa densidade e sem padronização ou transformação de dados e o processamento realizado no software PC-ORD 5.10 (MCCUNE; MEFFORD, 2006).

## **3 RESULTADOS**

### **Suficiência amostral**

Os erros de amostragem obtidos para densidade das parcelas estiveram em torno de 13% nas 3 medições. Já os erros para área basal das parcelas estiveram em torno dos 35% nas 3 medições, resultando em erros aceitáveis em termos de florestas nativas altamente heterogêneas e indicando que a amostragem foi representativa para abranger a estrutura da comunidade (Tabela 1).

Tabela 1 Análise da suficiência amostral (média  $\pm$  erro amostral) a partir da densidade absoluta (DA, ha<sup>-1</sup>) e área basal total (AB, m<sup>2</sup>.ha<sup>-1</sup>) das 12 parcelas (400 m<sup>2</sup>) nas três medições (2009, 2011 e 2012) de uma Floresta ombrófila Densa no município de Bocaina de Minas, na Serra da Mantiqueira, em Minas Gerais. Os valores em parênteses se referem ao erro amostral.

<b>Parâmetro</b>	<b>2009</b>	<b>2011</b>	<b>2012</b>
DA (ind/ha)	2110,42 $\pm$ 301,57 (14,29%)	2214,58 $\pm$ 290,02 (13,10%)	2231,25 $\pm$ 277,04 (12,42%)
AB (m <sup>2</sup> /ha)	22,70 $\pm$ 8,43 (37,15%)	24,99 $\pm$ 8,55 (34,20%)	25,85 $\pm$ 8,54 (33,02%)

### **Dinâmica da vegetação**

Foram amostrados 1013 indivíduos em 2009, 1063 em 2011 e 1071 em 2012. Dos 1013 indivíduos vivos amostrados em 2009, 6 morreram (0,59%), resultando em uma taxa de mortalidade média de 0,3%.ano<sup>-1</sup> na medição de 2011. Dos 1063 vivos da medição de 2011, 20 indivíduos morreram (1,88%), resultando em uma taxa de mortalidade média anual de 1,88%.ano<sup>-1</sup>. Na medição de 2011 foram amostrados 56 recrutas, sendo, portanto, a taxa média anual de recrutamento de 2,67%.ano<sup>-1</sup> maior que a mortalidade, refletindo em alto tempo de meia-vida e curto tempo de duplicação. Na medição de 2012 o recrutamento também foi maior que a mortalidade (28 recrutas), com taxa de 2,61%.ano<sup>-1</sup>, contudo, nesta medição as taxas geraram tempos de meia vida e duplicação mais equilibrados (Tabela 2). Em geral, a comunidade apresentou ganhos em densidade (4,93%) e área basal (10,09%) no inventário de 2011 e no inventário de 2012 (0,85% e

3,44%, respectivamente). A combinação das taxas de mortalidade e recrutamento nos dois períodos resultou em taxas de rotatividade de 1,48% para o primeiro períodos e 2,25% para o segundo período.

Aproximadamente 27% das espécies do primeiro inventário apresentaram recrutas no segundo inventário e cerca de 19% das espécies do primeiro inventário apresentaram recrutas no terceiro inventário.

A distribuição de frequências observadas dos indivíduos em classes diamétricas apresentou a estrutura J-invertido em todos os três inventários (Figura 2; Tabela 3), sendo que o teste de Wilcoxon apontou diferenças entre as medições de 09-11 ( $p=0,014$ ), mas não apontou diferenças entre as medições de 11-12 ( $p=0,408$ ).

Tabela 2 Parâmetros da estrutura, dinâmica e diversidade nos três inventários (2009, 2011 e 2012) do remanescente florestal no município de Bocaina de Minas, Minas Gerais.

<b>Parâmetros</b>	<b>2009</b>	<b>2011</b>	<b>2012</b>
<b>Estrutura</b>			
DA – vivos ( $.ha^{-1}$ )	2110,42	2214,58	2233,33
DA – mortos ( $.ha^{-1}$ )	-	12,5	41,67
DA – recrutas( $.ha^{-1}$ )	-	116,67	58,33
AB – vivos ( $m^2.ha^{-1}$ )	22,698	24,99	25,85
<b>Dinâmica</b>			
M (%)	-	0,3	1,88
R (%)	-	2,67	2,61
RN (%)	-	1,48	2,25
Meia vida (anos)	-	234,1	37,19
Tempo de Duplicação (anos)	-	26,31	26,86
P (%)		0,81	2,25
G (%)		5,46	8,95
RAB (%)	-	3,13	5,6
<b>Diversidade</b>			
Número de espécies	101	105	105
Índice de Shannon ( $nats.ind^{-1}$ )	3,79	3,81	3,81
Equabilidade de Pielou	0,82	0,82	0,82

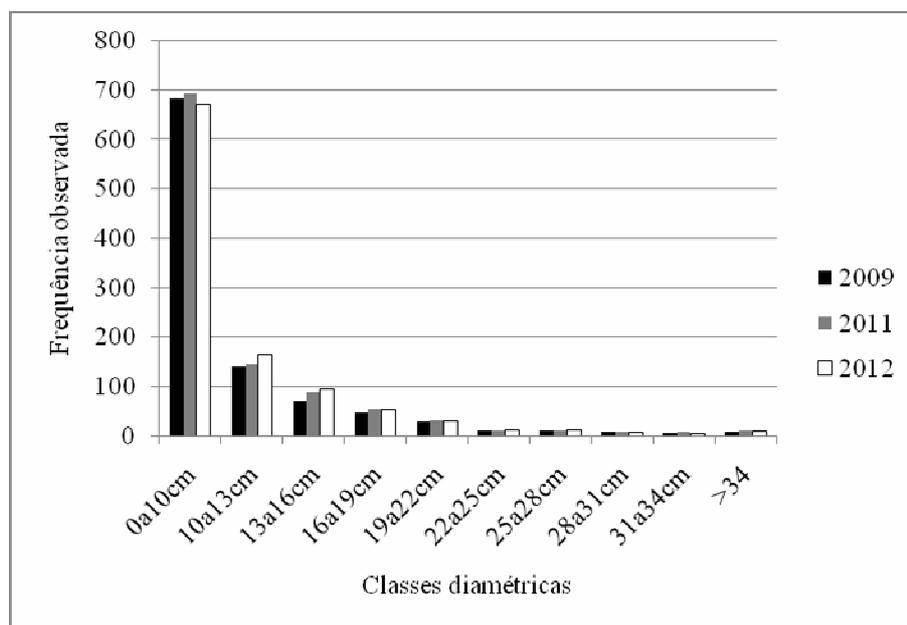


Figura 2 Gráfico das frequências observadas por classe de diâmetros nos três inventários (2009, 2011 e 2012) do remanescente florestal no município de Bocaina de Minas, Minas Gerais.

Tabela 3 Frequências observadas nas classes de diâmetro nos três inventários (2009, 2011 e 2012) do remanescente florestal no município de Bocaina de Minas Gerais.

Classes	2009	2011	2012
0 a 10 cm	683	695	672
10 a 13 cm	140	146	164
13 a 16 cm	71	88	96
16 a 19 cm	46	54	55
19 a 22 cm	29	32	31
22 a 25 cm	10	11	14
25 a 28 cm	11	11	14
28 a 31 cm	9	9	8
31 a 34 cm	5	7	6
>34	9	10	11
Total Geral	1013	1063	1071

### Composição florística e fitossociologia

No decorrer do período analisado foi registrado um total de 105 espécies pertencentes a 66 gêneros e 40 famílias botânicas. Em 2009 foram registradas 101 espécies, 64 gêneros e 39 famílias, e em 2011 foram registradas 105 espécies, 66 gêneros e 40 famílias. Em 2012 foram registradas as mesmas 105 espécies da medição de 2011. Dentre as poucas diferenças detectadas em relação à primeira medição em 2009, houve a entrada *Aspidosperma olivaceum*, *Symplocos insignis*, *Baccharis brachylaenoides* e *Tovomitopsis saldanhae*, todas com baixa densidade (1 indivíduo) na medição de 2011.

As principais espécies em termos de VI em 2009 praticamente mantiveram suas posições hierárquicas na comunidade nos intervalos analisados. As cinco principais espécies em todas as medições foram *Lamanonia ternata*, *Psychotria vellosiana*, *Myrsine umbellata*, *Myrcia splendens*, *Clethra scabra*, sendo que *P. vellosiana* caiu para a terceira posição em 2011 e 2012, *M. umbellata* subiu para segunda, *M. splendens* caiu para quinta e *C. scabra* subiu para a quarta posição. As demais espécies, de mais baixa densidade sofreram algumas alterações na posição hierárquica, e a entrada de 4 espécies não provocou grandes alterações na estrutura fitossociológica (ANEXO 1).

Não foram detectadas diferenças significativas entre as diversidades estimadas para as medições, uma vez que houve sobreposição dos desvios-padrão das curvas de diversidade em função da abundância de indivíduos geradas (Figura 3).

### **Análise de gradientes**

A ordenação das parcelas pela análise de correspondência segmentada (DCA) resultou em forte divisão refletindo claramente o gradiente altitudinal no primeiro eixo, já que as parcelas na área apresentam altitudes variando de 1403 m a 1541 m, e divisão mais fraca, refletindo provavelmente a posição em relação ao curso d'água existente na área, no

segundo eixo. Em 2009, os autovalores dos eixos 1 e 2 foram respectivamente 0,5595 e 0,2831, em 2011, os autovalores dos eixos 1 e 2 foram 0,5525 e 0,2784 e em 2012, os autovalores foram 0,5432 e 0,2736. Em todos os casos mostrando gradientes longos associados ao eixo 1. Os altos autovalores encontrados para o eixo 1, evidenciam a existência de um contínuo nesse eixo, com as parcelas se ordenando/diferenciando de acordo com a substituição de espécies ao longo desse eixo em todos os casos. Já no eixo 2, os baixos autovalores indicam mais baixa substituição de espécies (Figura 4).

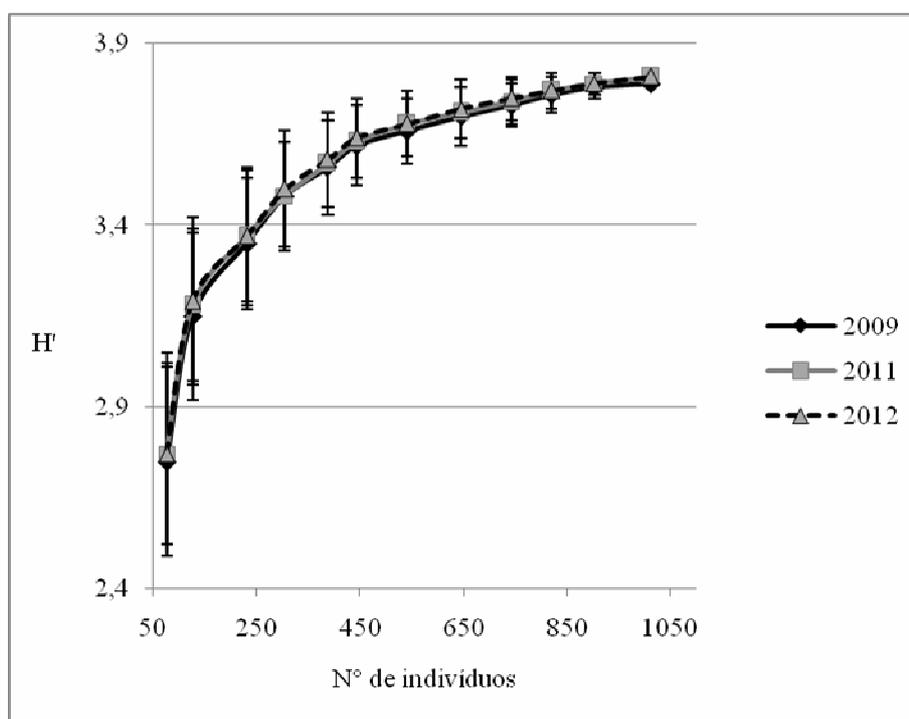


Figura 3 Curvas de acumulação do índice de Shannon em função do número de indivíduos amostrados nos três inventários (2009, 2011 e 2012) do remanescente florestal no município de Bocaina de Minas, Minas Gerais.

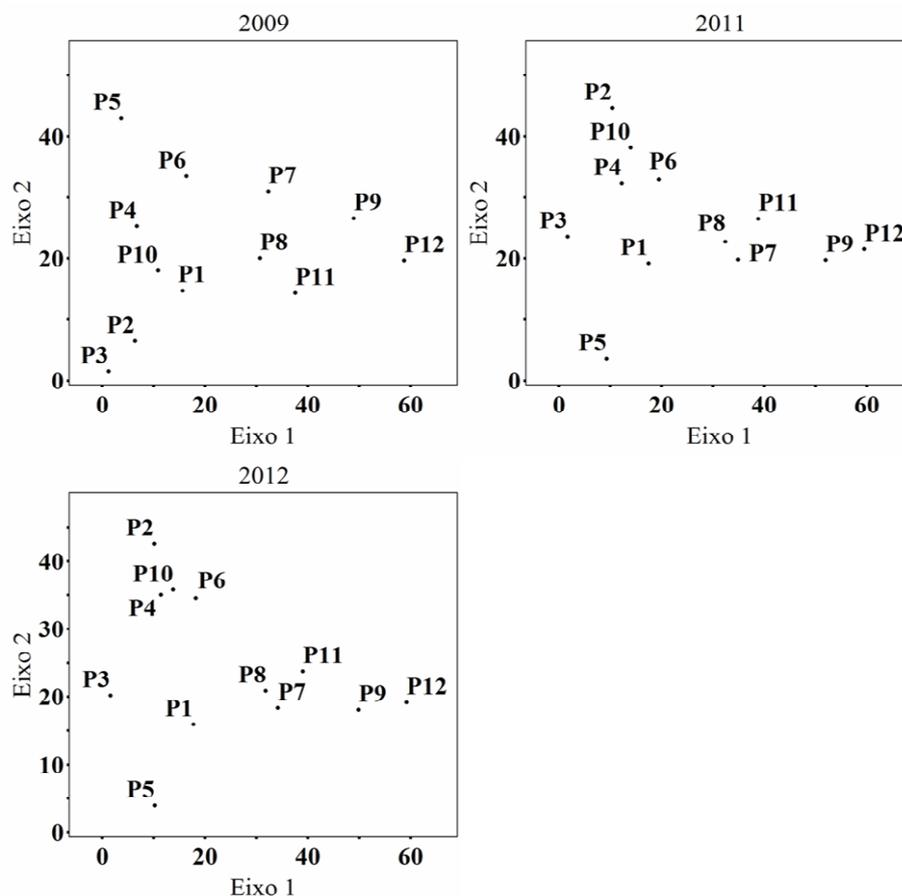


Figura 4 Diagramas de ordenação resultante da análise de correspondência segmentada (DCA) mostrando disposição das parcelas em relação à composição quantitativa (número de indivíduos da cada espécie presente nas parcelas) nos três inventários na floresta estudada.

#### 4 DISCUSSÃO

A comunidade apresentou em ambos os períodos taxas de recrutamento maiores que as taxas de mortalidade, e taxas de ganho em AB maiores que as taxas perda, o que resulta em aumento líquido da densidade e área basal. Esse comportamento, em primeira análise, está relacionado ao regime de distúrbios (CHAZDON et al., 2007) a que a floresta está sujeita. Nesse sentido, tais taxas podem refletir as mudanças estruturais pela qual a floresta passa após a ocorrência de distúrbios que atingiram a organização e

a biomassa da comunidade arbórea, ou seja, a fase em que a floresta se encontra em termos de Silvigênese (HALLÉ; TOMLINSON, 1978; OLDEMAN, 1987, 1992). No presente caso, o ganho em número de indivíduos e área basal nos dois intervalos sugere tratar-se de uma floresta em fase de construção (*early building*) após distúrbios passados (CARVALHO; FELFILI, 2011; CHAZDON et al., 2007).

De fato, distúrbios de diversos tipos são comumente a principal causa de instabilidade em florestas tropicais, sendo que distúrbios localizados observados na área de estudo como clareiras, cortes seletivos e trilhas desencadeiam fases iniciais do processo de sucessão, geralmente caracterizadas pela expansão tanto da biomassa como da densidade de árvores (MACHADO; OLIVEIRA-FILHO, 2010; OLIVEIRA-FILHO et al., 2007). Há também de se considerar distúrbios em escalas maiores e mais pretéritos como próprio processo de fragmentação, com suas alterações e impactos imediatos e tardios que resultam na aceleração da dinâmica (altas taxas de mortalidade e recrutamento) das áreas sob influência de bordas criadas e na alteração da estrutura e composição de espécies nestas áreas dando origem a uma comunidade diferenciada em relação à original (OLIVEIRA-FILHO et al., 2007).

Vale ressaltar que os valores das taxas de mortalidade, recrutamento e rotatividade calculadas são influenciados pelo intervalo de medição (SHEIL; MAY, 1996), sendo que o intervalo ideal apontado para florestas tropicais seria de 2 a 4 anos (LIBERMAN et al., 1985). No presente caso, os intervalos foram menores que o ideal apontado e os resultados encontrados podem refletir mais as estocasticidades dos eventos do que padrões propriamente. Ainda assim, os valores de rotatividade em número de indivíduos encontrados estão dentro do intervalo apontado para florestas tropicais úmidas (PHILLIPS et al., 2004).

A mata em estudo apresentou características florísticas reconhecidas como indicadoras de florestas de maiores altitudes do Sudeste do Brasil: maior riqueza relativa de Melastomataceae (13), Asteraceae (8), Lauraceae

(8), Annonaceae (6), Myrtaceae (6), Sapindaceae (5), Myrsinaceae (4) e Rubiaceae (4) (CARVALHO et al., 2005; GOLDENBERG; REGINATO, 2006; NASCIMENTO; GIULIETTI; QUEIROZ, 2010; OLIVEIRA-FILHO et al., 2004; OLIVEIRA-FILHO; FONTES, 2000; SOARES et al., 2006). Segundo Pereira et al. (2006), a família Melastomataceae é bastante representativa nas florestas ombrófilas densas altimontanas, onde encontra condições ambientais adequadas às estratégias de colonização e ocupação dos indivíduos. O caráter de Floresta Montana da área foi ainda reforçado pela ocorrência das espécies indicadoras *Lamanonia ternata* e *Symplocos celastrina* (OLIVEIRA FILHO; FONTES, 2000), dentre outras. As pequenas mudanças florísticas registradas no intervalo ocorreram pelo ligeiro aumento na riqueza de espécies de baixa densidade, sendo que as principais espécies em termos de importância na comunidade mantiveram-se dentre as mais importantes nos intervalos considerados. Estas espécies também foram encontradas (maiores VIs) em outras florestas da região (PEREIRA et al., 2006).

Os valores dos índices de diversidade para as três medições (3,79, 3,81 e 3,81  $\text{nats.ind}^{-1}$ ), sem alterações significativas no intervalo, mantiveram-se altos e próximos aos encontrados em condições semelhantes (CARVALHO et al., 2005; OLIVEIRA-FILHO et al., 2004; PEREIRA et al., 2006), em consequência da comunidade analisada não apresentar forte dominância de poucas populações. Este padrão concorda com o normalmente obtido para florestas tropicais montanas onde o gradiente de declividade (gradiente altitudinal) provoca grande substituição de espécies (FRANÇA; STEHMANN, 2004; GENTRY, 1993; LIBERMAN et al., 1985; MEIRELES; SHEPHERD; KINOSHITA, 2008), conforme ilustrado pelos gradientes longos da DCA no primeiro eixo. A diferença altitudinal de cerca de 100 m registrada no fragmento certamente contribuiu para a heterogeneidade ambiental ao propiciar a formação de gradientes edáficos e topográficos com reflexo na estrutura e composição de espécies da comunidade arbórea. Apesar das variações marcantes em escalas maiores

relacionadas ao clima, em decorrência de latitude e interiorização (OLIVEIRA-FILHO; FONTES, 2000) em menor escala, questões edáficas e topográficas parecem ser mais decisivas para a distribuição de espécies (CARVALHO et al., 2007; MEIRELES; SHEPHERD; KINOSHITA, 2008).

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O gradiente altitudinal e os impactos sofridos pela floresta resultam em grande heterogeneidade e instabilidade características de florestas tropicais. Medidas de conservação devem ser tomadas no sentido de conhecer e abrigar toda essa diversidade e relevância ambiental. No presente caso, o fragmento ainda tem destaque por sua função mantenedora de nascentes que abastecem rios da região, sua localização em paisagem muito alterada e presença de espécies ameaçadas de extinção como a pteridófito arbórea *Dikcsonia sellowiana*.

## AGRADECIMENTOS

Ao CNPq, pela concessão de bolsa de estudos à primeira autora.

## REFERÊNCIAS

- CARVALHO, D. A. et al. Variações florísticas e estruturais do componente arbóreo de uma floresta ombrófila alto-montana às margens do rio Grande, Bocaina de Minas, MG, Brasil. **Acta Botanica Brasílica**, Porto Alegre, v. 19, n. 1, p. 91-109, 2005.
- CARVALHO, F. A.; FELFI, M. Variações temporais na comunidade arbórea de uma floresta decidual sobre afloramentos calcários no Brasil Central: composição, estrutura e diversidade florística. **Acta Botanica Brasílica**, Porto Alegre, v. 25, n. 1, p. 203-214, 2011.

CARVALHO, W. A. C. et al. Variação espacial da estrutura da comunidade arbórea de um fragmento de floresta semidecídua em Piedade do Rio Grande, MG, Brasil. **Revista Brasileira de Botânica**, São Paulo, v. 30, n. 2, p. 315-335, 2007.

CHAZDON, R. L. et al. Rates of change in tree communities of secondary Neotropical forests following major disturbances. **Philosophical Transactions of the Royal Society of London. Series B, Biological Sciences**, London, v. 362, n. 1478, p. 273-289, Feb. 2007.

COLWELL, R. K. **EstimateS**: statistical estimation of species richness and shared species from samples. Version 8.0. Disponível em: <<http://viceroy.eeb.uconn.edu/EstimateS>>. Acesso em: 4 abr. 2011.

FERNANDES, A. G.; BEZERRA, P. **Estudo fitogeográfico do Brasil**. Fortaleza: Stylus Comunicações, 1990. 205 p.

FRANÇA, G. S.; STEHMANN, J. R. Composição florística e estrutura do componente arbóreo de uma floresta altimontana no município de Camanducaia, Minas Gerais, Brasil. **Revista Brasileira de Botânica**, São Paulo, v. 27, n. 1, p. 19-30, 2004.

GENTRY, A. H. Patterns of diversity and floristic composition in neotropical montane forests. In: \_\_\_\_\_. **Biodiversity and conservation of neotropical montane forests**. Bronx: The New York Botanical Garden, 1993. p. 103-126.

GOLDENBERG, R.; REGINATO, M. Sinopse da família Melastomataceae na estação biológica de Santa Lúcia, Santa Teresa, Espírito Santo. **Boletim do Museu de Biologia Mello Leitão**, Santa Teresa, v. 20, p. 33-58, dez. 2006.

GUEDES, M. L. S. et al. Breve incursão sobre a biodiversidade da mata Atlântica. In: ROCHA, P. et al. (Org.). **Mata Atlântica e biodiversidade**. Salvador: EDUFBA, 2005. p. 39-92.

HALLÉ, F.; OLDEMAN, R. A.; TOMLINSON, P. B. **Tropical trees and forests: an architectural analysis**. Berlin: Springer Verlag, 1978. 441 p.

KENT, M.; COKER, P. **Vegetation description and analysis, a practical approach**. London: Belhaven, 1992. 363 p.

KORNING, J.; BALSLEV, H. Growth and mortality of trees in Amazonian tropical rain forest in Ecuador. **Journal of Vegetation Science**, Knivsta, v. 4, n. 1, p. 77-86, Feb. 1994.

LEPS, J.; SMILAUER, P. **Multivariate analysis of ecological data using CANOCO**. Cambridge: Cambridge University, 2005. 269 p.

LIEBERMAN, M. et al. Small-scale altitudinal variation in lowland wet tropical forest vegetation. **The Journal of Ecology**, Oxford, v. 73, n. 2, p. 505-516, 1985.

MACHADO, E. L. M.; OLIVEIRA-FILHO, A. T. Spatial patterns of tree community dynamics are detectable in a small (4 ha) and disturbed fragment of the Brazilian Atlantic forest. **Acta Botanica Brasílica**, Porto Alegre, v. 24, n. 1, p. 250-261, 2010.

MCCUNE, B.; MEFFORD, M. J. **PC-ORD: multivariate analysis of ecological data**. Version 5.10. Oregon: MjM Software, 2006. Software.

MEIRELES, L. D.; SHEPHERD, G. J.; KINOSHITA, L. S. Variações na composição florística e na estrutura fitossociológica de uma floresta ombrófila densa alto-montana na Serra da Mantiqueira, Monte Verde, MG. **Revista Brasileira de Botânica**, São Paulo, v. 31, n. 4, p. 559-574, 2008.

MELLO, C. R. de et al. Sea surface temperatura (sst) and rainfall erosivity in the Upper Grande River basin, southeast Brazil. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 36, n. 1, p. 53-59, jan./fev. 2012.

MENEZES, M. D. et al. Levantamento pedológico e sistema de informações geográficas na avaliação do uso das terras em sub-bacia hidrográfica de

Minas Gerais. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 33, n. 6, p. 1544-1553, nov./dez. 2009.

MOREIRA, A. A. N.; CAMALIER, C. Relevô. In: FUNDAÇÃO INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Geografia do Brasil**. Rio de Janeiro, 1977. v. 3, p. 1-150.

NASCIMENTO, F. H. F.; GIULIETTI, A. M.; QUEIROZ, L. P. Diversidade arbórea das florestas alto montanas ao Sul da Chapada Diamantina, Bahia, Brasil. **Acta Botanica Brasílica**, Porto Alegre, v. 24, n. 3, p. 674-685, 2010.

OLDEMAN, R. A. A. An architectural models, fractals and agroforestry design. In: \_\_\_\_\_. **Agriculture, ecosystems and environment**. Amsterdam: Elsevier Science, 1992. p. 179-188.

\_\_\_\_\_. **Forest ecology for silvicultural design**. 3<sup>rd</sup> ed. Wageningen: Wageningen Agricultural University, 1987. 640 p.

OLIVEIRA-FILHO, A. T. et al. Análise florística do compartimento arbóreo de áreas de floresta Atlântica sensu lato na região das Bacias do Leste: Bahia, Minas Gerais, Espírito Santo e Rio de Janeiro. **Rodriguésia**, Rio de Janeiro, v. 56, n. 87, p. 185-235, 2005.

\_\_\_\_\_. Comparison of the woody flora and soils of six areas of montanesemideciduous forest in southern Minas Gerais, Brazil. **Edinburgh Journal of Botany**, Edinburgh, v. 51, n. 4, p. 355-389, 1994.

\_\_\_\_\_. Dinâmica da comunidade e populações arbóreas da borda e interior de um remanescente florestal na Serra da Mantiqueira, Minas Gerais, em um intervalo de cinco anos (1999-2004). **Revista Brasileira de Botânica**, São Paulo, v. 30, n. 1, p. 149-161, 2007.

\_\_\_\_\_. Variações estruturais do compartimento arbóreo de uma floresta semidecídua alto-montana na chapada das Perdizes, Carrancas, MG. **Revista Brasileira de Botânica**, São Paulo, v. 27, n. 2, p. 291-309, 2004.

OLIVEIRA-FILHO, A. T.; FONTES, M. A. L. Patterns of floristic differentiation among Atlantic Forests in Southeastern Brazil and the Influence of Climate. **Biotropica**, Washington, v. 32, n. 4b, p. 793-810, 2000.

OLIVEIRA-FILHO, A. T.; MELLO, J. M.; SCOLFORO, J. R. S. Effects of past disturbance and edges on tree community structure and dynamics within a fragment of tropical semideciduous forest in southeastern Brazil over a five year period (1987-1992). **Plant Ecology**, Dordrecht, v. 131, n. 1, p. 45-66, Jan. 1997.

PEREIRA, I. M. et al. Composição florística do compartimento arbóreo de cinco remanescentes florestais do maciço do Itatiaia, Minas Gerais e Rio de Janeiro. **Rodriguésia**, Rio de Janeiro, v. 57, n. 1, p. 103-126, 2006.

PEREIRA, J. A. A. et al. Environmental heterogeneity and disturbance by humans control much of the tree species diversity of Atlantic montane forest fragments in SE Brazil. **Biodiversity and Conservation**, London, v. 16, n. 6, p. 1761-1784, Oct. 2006.

PHILLIPS, O. L. et al. Pattern and process in Amazon tree turnover, 1976-2001. **Philosophical transactions of the Royal Society of London. Series B, Biological Sciences**, London, v. 359, n. 1443, p. 381-407, Mar. 2004.

SHEIL, D.; BURSLEM, D. F. R. P.; ALDER, D. The Interpretation and misinterpretation of mortality rate measures. **Journal of Ecology**, Oxford, v. 83, n. 2, p. 331-333, 1995.

SHEIL, D.; JENNINGS, S.; SAVILL, P. Long-term permanent plot observations of vegetation dynamics in Budongo, a Ugandan rain forest. **Journal of Tropical Ecology**, Cambridge, v. 16, n. 6, p. 765-800, Nov. 2000.

SHEIL, D.; MAY, R. M. Mortality and recruitment rate evaluations in heterogeneous tropical forests. **Journal of Ecology**, Oxford, v. 84, n. 1, p. 91-100, 1996.

SCOLFORO, J. R.; OLIVEIRA, A. D.; ACERBI JÚNIOR, F. W. (Ed.). **Inventário florestal de Minas Gerais:** equações de volume, peso de matéria seca e carbono para diferentes fisionomias da flora nativa. Lavras: UFLA, 2008. 169 p.

SOARES, M. P. et al. Composição florística do estrato arbóreo de floresta atlântica interiorana em Araponga, Minas Gerais. **Revista Árvore**, Viçosa, MG, v. 30, n. 5, p. 859-870, set./out. 2006.

VALENTE, A. S. M. et al. Composição, estrutura e similaridade florística da Floresta Atlântica, na Serra Negra, Rio Preto, MG. **Rodriguésia**, Rio de Janeiro, v. 62, n. 2, p. 321-340, 2011.

WERNECK, M. de S.; FRANCESCHINELLI, E. V. Dynamics of a dry forest fragment after the exclusion of human disturbance in southeastern Brazil. **Plant Ecology**, Dordrecht, v. 174, n. 2, p. 337-346, June 2004.

ZAR, J. H. **Biostatistical analysis**. New Jersey: Prentice Hall, 1984. 718 p.

## ANEXO

Parâmetros fitossociológicos das espécies arbóreas amostradas nos inventários de 2009, 2011 e 2012 de uma floresta ombrófila densa, no município de Bocaina de Minas. Espécies ordenadas segundo o valor de importância em 2009. (AB: área basal em m<sup>2</sup>; VI: valor de importância; M: n° de indivíduos mortos da espécie; R: n° de indivíduos recrutados da espécie).

FAMÍLIA	Espécie	2009		2011		2012		2011			2012		
		AB	VI	AB	VI	AB	VI	M	R	Posição	VI	M	R
CUNONIACEAE	<i>Lamanonia ternata</i> Vell.	3,68	24,5	3,68	23,67	3,81	23,88		1	1	1		3
RUBIACEAE	<i>Psychotria vellosiana</i> Benth.	0,96	17,6	0,96	16,82	0,99	16,68		3	3	3	4	4
MYRSINACEAE	<i>Myrsine umbellata</i> Mart.	1,45	17,3	1,45	17,53	1,50	17,43		7	2	2	1	1
MYRTACEAE	<i>Myrcia splendens</i> (Sw.) DC. (Sw.) DC.	0,91	12,8	0,91	12,70	0,94	12,53		2	5	5	2	1
CLETHRACEAE	<i>Clethra scabra</i> Pers.	0,81	12,6	0,81	12,99	0,89	13,28	1	7	4	4	1	3
NYCTAGINACEAE	<i>Guapira opposita</i> (Vell.) Reitz	1,49	12,3	1,49	11,98	1,49	11,71		2	6	6		
MELASTOMATACEAE	<i>Miconia sellowiana</i> Naudin	0,70	11,1	0,70	10,96	0,78	11,00	1	3	7	7	1	
FABACEAE	<i>Inga sessilis</i> (Vell.) Mart.	0,75	9,85	0,75	9,75	0,80	9,77		2	8	8		
EUPHORBIACEAE	<i>Alchornea triplinervia</i> (Spreng.) M. Arg.	1,03	9,55	1,03	9,66	1,00	9,45		2	9	9		1

*Continua...*

Parâmetros fitossociológicos das espécies arbóreas amostradas nos inventários de 2009, 2011 e 2012 de uma floresta ombrófila densa, no município de Bocaina de Minas. Espécies ordenadas segundo o valor de importância em 2009. (AB: área basal em m<sup>2</sup>; VI: valor de importância; M: n° de indivíduos mortos da espécie; R: n° de indivíduos recrutados da espécie).

FAMÍLIA	Espécie	2009		2011		2012		2011			2012		
		AB	VI	AB	VI	AB	VI	M	R	Posição	VI	M	R
MELASTOMATACEAE	<i>Miconia paulensis</i> Naudin	0,74	8,34	0,74	8,03	0,76	7,80	1		10	10	2	
ASTERACEAE	<i>Eremanthus erythropappus</i> (DC.) Macleish	0,73	7,88	0,73	7,78	0,76	7,64			11	11	1	
MYRSINACEAE	<i>Myrsine ferruginea</i> (Ruiz et Pav.) Spreng	0,27	6,09	0,27	5,45	0,28	5,41	1		14	14		
ASTERACEAE	<i>Baccharis serrulata</i> DC.	0,72	5,93	0,72	5,78	0,61	5,12			17	17	2	
MELASTOMATACEAE	<i>Tibouchina estrellensis</i> Cogn.	0,45	5,57	0,45	5,96	0,48	5,98		1	13	15		
MELASTOMATACEAE	<i>Miconia latecrenata</i> (DC.) Naudin	0,56	5,52	0,56	5,43	0,62	5,75	1		18	18		2
SALICACEAE	<i>Casearia obliqua</i> Spreng.	0,69	5,11	0,69	4,94	0,72	4,95			12	12		
SAPINDACEAE	<i>Cupania paniculata</i> Cambess.	0,40	4,76	0,40	5,79	0,42	5,98		2	15	13		2
DICKSONIACEAE	<i>Dicksonia sellowiana</i> Hook.	0,66	4,69	0,66	5,53	0,68	5,48		3	16	16		
MELASTOMATACEAE	<i>Miconia castaneiflora</i> Naudin	0,34	4,27	0,34	3,80	0,35	3,87			19	19		1
MELASTOMATACEAE	<i>Leandra quinqueidentata</i> (DC.) Cogn.	0,25	3,49	0,25	3,44	0,26	3,76		1	20	20	1	1
SALICACEAE	<i>Casearia mariquitensis</i> Kunth.	0,24	3,41	0,24	3,42	0,28	3,51		2	21	21		

Continua...

Parâmetros fitossociológicos das espécies arbóreas amostradas nos inventários de 2009, 2011 e 2012 de uma floresta ombrófila densa, no município de Bocaina de Minas. Espécies ordenadas segundo o valor de importância em 2009. (AB: área basal em m<sup>2</sup>; VI: valor de importância; M: n° de indivíduos mortos da espécie; R: n° de indivíduos recrutados da espécie).

FAMÍLIA	Espécie	2009		2011		2012		2011			2012		
		AB	VI	AB	VI	AB	VI	M	R	Posição VI	M	R	
SOLANACEAE	<i>Solanum bullatum</i> Vell.	0,34	3,39	0,34	3,23	0,32	3,01			23	23	1	
MELASTOMATACEAE	<i>Miconia pusilliflora</i> (DC.) Naudin.	0,20	3,37	0,20	3,35	0,20	3,33	1	2	22	25	1	1
ANNONACEAE	<i>Annona cacans</i> Warm.	0,12	3,15	0,12	3,03	0,12	3,01			24	26		
EUPHORBIACEAE	<i>Pera glabrata</i> (Schott) Baill.	0,29	3,03	0,29	2,92	0,30	3,33			26	24		1
MELASTOMATACEAE	<i>Miconia chartacea</i> Triana	0,16	2,90	0,16	2,94	0,17	3,06		1	25	22		1
SAPINDACEAE	<i>Toulicia laviegata</i> Radlk.	0,32	2,78	0,32	2,70	0,33	2,68			27	29		
MELASTOMATACEAE	<i>Miconia trianae</i> Cogn.	0,22	2,69	0,22	2,62	0,24	2,53			33	33	1	
APOCYNACEAE	<i>Aspidosperma spruceanum</i> Benth. ex Müll. Arg.	0,41	2,41	0,41	2,28	0,43	2,72			28	27		1
MYRSINACEAE	<i>Cybianthus detergens</i> Mart.	0,24	2,40	0,24	2,56	0,24	2,52			31	28		
VOCHYSIACEAE	<i>Vochysia magnifica</i> Warm.	0,21	2,30	0,21	2,61	0,20	2,07		1	30	30	1	
FABACEAE	<i>Tachigali rugosa</i> (Mart. ex Benth.)	0,25	2,14	0,25	2,17	0,27	2,20			40	40		

Continua...

Parâmetros fitossociológicos das espécies arbóreas amostradas nos inventários de 2009, 2011 e 2012 de uma floresta ombrófila densa, no município de Bocaina de Minas. Espécies ordenadas segundo o valor de importância em 2009. (AB: área basal em m<sup>2</sup>; VI: valor de importância; M: n° de indivíduos mortos da espécie; R: n° de indivíduos recrutados da espécie).

FAMÍLIA	Espécie	2009		2011		2012		2011			2012		
		AB	VI	AB	VI	AB	VI	M	R	Posição	VI	M	R
BIGNONIACEAE	<i>Jacaranda subalpina</i> Morawetz	0,12	2,12	0,12	2,69	0,13	2,70		2	29	32		
MORACEAE	<i>Sorocea guilleminiana</i> Gaudich.	0,11	2,11	0,11	2,03	0,12	2,05			32	31		
LAURACEAE	<i>Ocotea corymbosa</i> (Meisn.) Mez	0,29	2,09	0,29	1,99	0,30	1,98			34	34		
MELIACEAE	<i>Cabralea canjerana</i> (Vell.) Mart.	0,14	2,08	0,14	1,98	0,15	1,97			49	39		
SOLANACEAE	<i>Solanum asperrimum</i> Bitter & Moritz	0,11	2,06	0,11	1,97	0,11	1,94			39	49		
RUBIACEAE	<i>Amaioua guianensis</i> Aubl.	0,06	2,06	0,06	1,98	0,06	1,96			35	35		
SAPINDACEAE	<i>Toulicia subsquamulata</i> Radlk.	0,13	1,92	0,13	2,01	0,14	2,02		1	38	36		
CHLORANTHACEAE	<i>Hedyosmum brasiliense</i> Miq.	0,10	1,90	0,10	2,37	0,12	2,50		4	36	38		1
ASTERACEAE	<i>Piptocarpha axillaris</i> (Less.) Baker	0,08	1,88	0,08	1,82	0,09	1,83			37	37		
LAURACEAE	<i>Aniba formula</i> (Nees & Mart.) Mez	0,09	1,87	0,09	1,78	0,11	1,81			41	41		
LAURACEAE	<i>Cinnamomum glaziovii</i> (Mez) Kosterm.	0,33	1,84	0,33	1,77	0,33	1,70			42	42		

Continua...

Parâmetros fitossociológicos das espécies arbóreas amostradas nos inventários de 2009, 2011 e 2012 de uma floresta ombrófila densa, no município de Bocaina de Minas. Espécies ordenadas segundo o valor de importância em 2009. (AB: área basal em m<sup>2</sup>; VI: valor de importância; M: n° de indivíduos mortos da espécie; R: n° de indivíduos recrutados da espécie).

FAMÍLIA	Espécie	2009		2011		2012		2011			2012		
		AB	VI	AB	VI	AB	VI	M	R	Posição	VI	M	R
ASTERACEAE	<i>Piptocarpha macropoda</i> Baker	0,14	1,80	0,14	1,72	0,15	1,71			43	44		
MYRSINACEAE	<i>Myrsine gardineriana</i> A.DC.	0,10	1,75	0,10	1,67	0,10	1,65			44	43		
ANACARDIACEAE	<i>Tapirira obtuse</i> (Benth.) J. D. Mitchell	0,04	1,74	0,04	1,65	0,04	1,66			45	46		
AQUIFOLIACEAE	<i>Ilex theezans</i> Mart. ex Reissek	0,09	1,68	0,09	1,59	0,09	1,58			46	45		
RUBIACEAE	<i>Bathysa australis</i> (St.-Hil.) K.Schum.	0,11	1,67	0,11	1,61	0,12	1,60			48	48		
LAMIACEAE	<i>Aegiphila sellowiana</i> Cham.	0,04	1,63	0,04	2,02	0,05	2,01		1	47	52		
ROSACEAE	<i>Prunus myrtifolia</i> (L.) Urb.	0,12	1,63	0,12	1,56	0,13	1,55			51	47		
ANNONACEAE	<i>Guatteria australis</i> A. St.-Hil.	0,04	1,63	0,04	1,58	0,05	1,58			52	51		
LAURACEAE	<i>Ocotea diospyrifolia</i> (Meisn.) Mez	0,07	1,55	0,07	1,58	0,08	1,59			50	50		
MONIMIACEAE	<i>Mollinedia triflora</i> (Spreng.) Tul.	0,05	1,43	0,05	1,36	0,05	1,34			72	55		
MYRTACEAE	<i>Myrcia guianensis</i> (Aubl.) DC.	0,07	1,43	0,07	1,38	0,07	1,37			55	63		

Continua...

Parâmetros fitossociológicos das espécies arbóreas amostradas nos inventários de 2009, 2011 e 2012 de uma floresta ombrófila densa, no município de Bocaina de Minas. Espécies ordenadas segundo o valor de importância em 2009. (AB: área basal em m<sup>2</sup>; VI: valor de importância; M: n° de indivíduos mortos da espécie; R: n° de indivíduos recrutados da espécie).

FAMÍLIA	Espécie	2009		2011		2012		2011			2012		
		AB	VI	AB	VI	AB	VI	M	R	Posição	VI	M	R
LAURACEAE	<i>Aniba canelilla</i> (H.B.K.) Mez.	0,08	1,39	0,08	1,38	0,09	1,49			54	54		1
ANNONACEAE	<i>Guatteria pogonopus</i> Mart.	0,12	1,38	0,12	1,31	0,13	1,31			53	53		
FABACEAE	<i>Machaerium villosum</i> Vog.	0,05	1,30	0,05	1,25	0,05	1,26			56	56		
PHYTOLACCACEAE	<i>SeQUIERIA langsdorffii</i> Moq.	0,15	1,25	0,15	1,22	0,15	1,22			57	57		
BIGNONIACEAE	<i>Jacarandapuberula</i> Cham.	0,02	1,21	0,02	1,16	0,03	1,15			58	58		
LAURACEAE	<i>Ocotea pulchella</i> (Nees)	0,13	1,20	0,13	1,15	0,14	1,15			59	62		
SOLANACEAE	<i>Solanum leucodendron</i> Sendtn.	0,04	1,16	0,04	1,11	0,03	1,07			60	59		
APOCYNACEAE	<i>Aspidosperma parvifolium</i> A.DC.	0,05	1,11	0,05	1,07	0,06	1,18			61	60		1
CLUSIACEAE	<i>Tovomita paniculata</i> (Spreng.) Cambess.	0,02	1,09	0,02	1,05	0,02	1,49			62	61		1
PROTEACEAE	<i>Euplassa rufa</i> (Loes.) Sleumer	0,14	1,04	0,14	1,00	0,14	0,96			63	66		
LAURACEAE	<i>Cryptocarya aschersoniana</i> Mez.	0,07	1,02	0,07	0,99	0,07	0,99			66	65		

Continua...

Parâmetros fitossociológicos das espécies arbóreas amostradas nos inventários de 2009, 2011 e 2012 de uma floresta ombrófila densa, no município de Bocaina de Minas. Espécies ordenadas segundo o valor de importância em 2009. (AB: área basal em m<sup>2</sup>; VI: valor de importância; M: n° de indivíduos mortos da espécie; R: n° de indivíduos recrutados da espécie).

FAMÍLIA	Espécie	2009		2011		2012		2011			2012		
		AB	VI	AB	VI	AB	VI	M	R	Posição	VI	M	R
EUPHORBIACEAE	<i>Alchornea glandulosa</i> Poepp. & Endl.	0,03	1,02	0,03	1,01	0,04	1,01			64	87		
AQUIFOLIACEAE	<i>Ilex paraguariensis</i> A.St.-Hil.	0,13	1,01	0,13	0,96	0,13	0,95			65	64		
MYRTACEAE	<i>Siphoneugena densiflora</i> O.Berg	0,02	1,00	0,02	0,96	0,02	0,95			67	67		
SAPINDACEAE	<i>Cupania racemosa</i> (Vell.) Radlk.	0,01	0,96	0,01	0,92	0,01	0,91			68	68		
HYPERICACEAE	<i>Vismia guianensis</i> (Aubl.) Choisy	0,05	0,95	0,05	0,92	0,05	0,91			70	70		
ANNONACEAE	<i>Unonopsis lindmanii</i> R.E. Fries	0,01	0,95	0,01	0,91	0,01	0,90			69	69		
MONIMIACEAE	<i>Macropeppalus dentatus</i> (Perkins) I. Santos & Peixoto	0,11	0,92	0,11	1,40	0,09	0,88		1	71	71	1	
CELASTRACEAE	<i>Maytenus glazioviana</i> Loes.	0,06	0,80	0,06	0,78	0,07	0,78			75	72		
BORAGINACEAE	<i>Cordia magnoliifolia</i> Cham.	0,05	0,80	0,05	0,72	0,05	0,70			73	75		
CLUSIACEAE	<i>Clusia grandiflora</i> Spligt.	0,04	0,80	0,04	0,79	0,05	0,81			76	73		
LAMIACEAE	<i>Hyptidendron asperrimum</i> (Epling) Harley	0,06	0,78	0,06	0,77	0,06	0,78			77	76		

Continua...

Parâmetros fitossociológicos das espécies arbóreas amostradas nos inventários de 2009, 2011 e 2012 de uma floresta ombrófila densa, no município de Bocaina de Minas. Espécies ordenadas segundo o valor de importância em 2009. (AB: área basal em m<sup>2</sup>; VI: valor de importância; M: n° de indivíduos mortos da espécie; R: n° de indivíduos recrutados da espécie).

FAMÍLIA	Espécie	2009		2011		2012		2011			2012		
		AB	VI	AB	VI	AB	VI	M	R	Posição	VI	M	R
MELASTOMATACEAE	<i>Miconia cinnamomifolia</i> (DC.) Naudin	0,07	0,76	0,07	0,72	0,07	0,72			74	77		
FABACEAE	<i>Leucochloron incuriale</i> (Vell.) Barneby & Grimes	0,04	0,69	0,04	0,67	0,04	0,67			79	74		
ASTERACEAE	<i>Dasyphyllum brasiliense</i> (Spreng.) Cabrera	0,04	0,68	0,04	0,68	0,04	0,69			78	79		
ANNONACEAE	<i>Annona sylvatica</i> A.St.-Hil.	0,02	0,63	0,02	0,62	0,02	0,62			80	78		
MELASTOMATACEAE	<i>Tibouchina</i> sp.	0,04	0,62	0,04	0,59	0,04	0,58			82	80		
THYMELAEACEAE	<i>Daphnopsis utilis</i> Warm.	0,04	0,61	0,04	0,60	0,04	0,59			81	82		
FABACEAE	<i>Inga thibaudiana</i> DC.	0,01	0,60	0,01	0,58	0,01	0,57			95	81		
URTICACEAE	<i>Boehmeria caudata</i> Sw.	0,03	0,60	0,03	0,57	0,03	0,56			83	95		
SYMPLOCACEAE	<i>Symplocos celastrina</i> Mart.	0,03	0,58	0,03	0,55	0,03	0,54			84	83		
SAPINDACEAE	<i>Allophylus petiolulatus</i> Radlk.	0,02	0,54	0,02	0,51	0,02	0,51			85	84		
PHYLLANTHACEAE	<i>Hyeronima alchorneoides</i> Freire Allemão	0,02	0,53	0,02	0,52	0,03	0,97			90	85		1

Continua...

Parâmetros fitossociológicos das espécies arbóreas amostradas nos inventários de 2009, 2011 e 2012 de uma floresta ombrófila densa, no município de Bocaina de Minas. Espécies ordenadas segundo o valor de importância em 2009. (AB: área basal em m<sup>2</sup>; VI: valor de importância; M: n° de indivíduos mortos da espécie; R: n° de indivíduos recrutados da espécie).

FAMÍLIA	Espécie	2009		2011		2012		2011			2012		
		AB	VI	AB	VI	AB	VI	M	R	Posição	VI	M	R
RUBIACEAE	<i>Psychotria suterella</i> Müll.Arg.	0,02	0,53	0,02	0,51	0,02	0,51			87	90		
ASTERACEAE	<i>Baccharis rufidula</i> (Spreng.) Joch. Müll.	0,02	0,53	0,02	0,50	0,02	0,50			86	88		
ASTERACEAE	<i>Vernonanthura divaricata</i> (Spreng.) H.Rob.	0,02	0,52	0,02	0,52	0,02	0,53			88	86		
MELASTOMATACEAE	<i>Tibouchina granulosa</i> (Desr.) Cogn.	0,01	0,50	0,01	0,49	0,01	0,48			89	89		
MYRTACEAE	<i>Calyptranthes widgreniana</i> O.Berg	0,01	0,50	0,01	0,48	0,01	0,47			91	91		
ANNONACEAE	<i>Guatteria villosissima</i> A.St.-Hil.	0,01	0,49	0,01	0,48	0,01	0,48			93	93		
VOCHYSIACEAE	<i>Qualea dichotoma</i> (Mart.) Warm.	0,01	0,49	0,01	0,47	0,01	0,46			92	92		
SALICACEAE	<i>Casearia decandra</i> Jacq.	0,01	0,48	0,01	0,58	0,01	0,58		1	96	104		
CELASTRACEAE	<i>Maytenus robusta</i> Reissek	0,01	0,48	0,01	0,47	0,01	0,46			94	96		
MELASTOMATACEAE	<i>Leandrasp.</i>	0,01	0,48	0,01	0,47	0,01	0,46			97	94		
LAURACEAE	<i>Criptocaria moschata</i> Nees & Mart.	0,00	0,48	0,00	0,46	0,01	0,45			104	102		

Continua...

Parâmetros fitossociológicos das espécies arbóreas amostradas nos inventários de 2009, 2011 e 2012 de uma floresta ombrófila densa, no município de Bocaina de Minas. Espécies ordenadas segundo o valor de importância em 2009. (AB: área basal em m<sup>2</sup>; VI: valor de importância; M: n° de indivíduos mortos da espécie; R: n° de indivíduos recrutados da espécie).

FAMÍLIA	Espécie	2009		2011		2012		2011			2012		
		AB	VI	AB	VI	AB	VI	M	R	Posição VI	M	R	
MYRTACEAE	<i>Myrceugenia miersiana</i> (Gardner) D.Legrand & Kausel	0,01	0,48	0,01	0,46	0,00	0,45			99	97		
CELASTRACEAE	<i>Maytenus salicifolia</i> Reissek	0,01	0,47	0,01	0,46	0,01	0,45			102	103		
MYRTACEAE	<i>Myrcia obovata</i> (O.Berg) Nied.	0,00	0,47	0,00	0,46	0,00	0,45			100	105		
APOCYNACEAE	<i>Aspidosperma olivaceum</i> Müll. Arg.	0,01	0,00	0,01	0,46	0,01	0,46		1	105	100		
ASTERACEAE	<i>Baccharis brachylaenoides</i> DC.	0,00	0,00	0,00	0,46	0,01	0,46		1	98	98		
SYMPLOCACEAE	<i>Symplocos insignis</i> Brand	0,01	0,00	0,01	0,46	0,01	0,47		1	101	99		
CLUSIACEAE	<i>Tovomitopsis saldanhae</i> Engl.	0,00	0,00	0,00	0,46	0,01	0,46		1	103	101		
	<b>Total Geral</b>	<b>24,987</b>	<b>300</b>	<b>24,987</b>	<b>300</b>	<b>25,847</b>	<b>300</b>	<b>6</b>	<b>56</b>			<b>20</b>	<b>28</b>

## **INFLUÊNCIA TOPO-EDAFO-CLIMÁTICA NA VEGETAÇÃO DE UM FRAGMENTO DE MATA ATLÂNTICA NA SERRA DA MANTIQUEIRA, MG.**

**RESUMO:** Compreender as correlações existentes entre variáveis ambientais e a distribuição das espécies em uma floresta, sua dinâmica e estoque de carbono é importante subsídio para trabalhos de ecologia aplicada. Nesse sentido, o presente trabalho objetivou correlacionar aspectos da vegetação com variáveis topo-edafo-climáticas em um remanescente florestal em Bocaina de Minas, Serra da Mantiqueira. Técnicas multivariadas de ordenação (PCA e CCA) e regressões múltiplas foram utilizadas para representar essas correlações. Altitude teve destaque como fator síntese, compreendendo vários gradientes existentes na área (em especial edáfico e de conservação) sendo, portanto, a variável que mais explicou distribuição de espécies, dinâmica florestal e estoque de carbono na área.

**Palavras-chave:** Dinâmica Florestal. Biomassa. Distribuição de espécies. Heterogeneidade ambiental.

**ABSTRACT:** (TOPOGRAPHIC, SOIL AND CLIMATIC INFLUENCE IN THE VEGETATION OF A FRAGMENT OF THE ATLANTIC RAIN FOREST IN THE SERRA DA MANTIQUEIRA, MINAS GERAIS, BRAZIL) Comprehending the correlations existent between environmental variables and species distribution in a forest, its dynamics and carbon reserve is an important subsidy for applied ecology papers. In this sense, the present paper aimed at correlating aspects of the vegetation with topographic, soil and climatic variables in a forest remnant in Bocaina de Minas, Serra da Mantiqueira. Ordination multivariate (PCA - principal component analysis and CCA – canonical correspondence analysis) and multiple regression techniques were used to represent these correlations. Altitude was highlighted as a synthesis factor, comprising many gradients existent in the area (especially soil and conservation), thus being the variable which better explained species distribution, forest dynamic and carbon reserve in the area.

**Keywords:** Forest Dynamics. Biomass. Species Distribution. Environmental heterogeneity.

### **1 INTRODUÇÃO**

Numerosos mecanismos têm sido propostos para explicar a manutenção da alta diversidade de espécies em florestas tropicais, sendo que

muitos trabalhos relacionam essa alta diversidade à também alta heterogeneidade ambiental existente nessas florestas (RODRIGUES et al., 2007; SARCINELLI et al., 2012; SOLÓRZANO; GUEDES-BRUNI; OLIVEIRA, 2012; TOLEDO et al., 2011; WRIGHT, 2002). A heterogeneidade ambiental pode ser resultante de fatores como variações climáticas, qualidade e intensidade de luz, regimes hídricos, topografia e propriedades físicas e químicas dos solos (SVENNING, 2001) presentes nas florestas.

A distribuição de espécies arbóreas frequentemente se correlaciona com essas variações ambientais, sugerindo que diferenciações de nicho, ou seja, características ambientais que relacionam as espécies capazes de se estabelecer em certo local (KNEITEL; CHASE, 2004; WRIGHT, 2002), podem ser importantes para manutenção da diversidade de espécies arbóreas nos trópicos. As respostas das espécies a esses fatores que interagem nas comunidades fazem com que cada local tenha características próprias e características que são comuns a outros locais, possibilitando identificar tendências (RODRIGUES et al., 2007).

No entanto, diferentes padrões podem emergir em diferentes escalas. Em escala geográfica regional, a heterogeneidade florística em florestas está associada a variações climáticas e altitudinais (OLIVEIRA-FILHO; FONTES, 2000). Já em escalas mais locais, as variações topográficas nas florestas tropicais podem determinar um gradiente edáfico, alterando as condições de drenagem e nutrientes no solo nesta escala (WRIGHT, 2002), interferindo na distribuição e abundância de espécies arbóreas e na organização espacial da vegetação arbórea (CARVALHO et al., 2007; MEIRELES; SHEPHERD; KINOSHITA, 2008; PHILLIPS et al., 2004; QUESADA et al., 2009; RODRIGUES et al., 2007).

Ainda há de se considerar fatores estocásticos tais como colonização por acaso, extinção aleatória e deriva ecológica relacionados à teoria neutra (HUBBELL, 2001), e a importância dos impactos advindos da fragmentação e antropização das florestas (TABARELLI et al., 2010) envolvidos e

refletidos na estrutura e composição de espécies das comunidades arbóreas, especialmente na Mata Atlântica brasileira.

Também aspectos de dinâmica florestal, como mortalidade podem ser relacionados e explicados por elementos do ambiente local (PHILLIPS et al., 2004; QUESADA et al., 2009; TOLEDO et al., 2011). Nesse sentido, combinar a explicação de padrões e processos ecológicos com a utilização de métodos estatísticos sofisticados e robustos corrobora o desenvolvimento de pesquisas ecológicas menos subjetivas.

As florestas nativas da Serra da Mantiqueira estão inseridas em agromosaicos com diferentes usos do solo, sendo atualmente a maior parte das florestas restritas a áreas em topos de morro e em altas elevações, as quais são inadequadas para a agricultura (RIBEIRO; FREITAS, 2010). A diferença altitudinal é muito comum nessas florestas e certamente contribui para a heterogeneidade ambiental ao propiciar variações climáticas, edáficas e topográficas.

Visando ilustrar a influência de variações na altitude, de fatores climáticos e edáficos na distribuição de espécies, no estoque de carbono e na dinâmica da vegetação de um fragmento de Floresta Ombrófila Densa em Minas Gerais, o presente trabalho testou a seguinte hipótese: na escala de observação do estudo em questão, variáveis edáficas são, dentre as variáveis consideradas, as que melhor explicam a distribuição de espécies, estoque de carbono e dinâmica da vegetação.

## **2 MATERIAL É MÉTODOS**

### **Área de estudo**

A área de estudo consiste em um fragmento de Floresta Ombrófila Densa localizado em uma Microbacia Hidrográfica Experimental (MBHE) de 13,71 ha, próxima ao município de Bocaina de Minas, na região da Serra da Mantiqueira, sudeste de Minas Gerais, entre as coordenadas 22° 07' S e

22° 09' S de Latitude e 44° 26' W e 44° 29' W de Longitude (Figura 1), com altitudes variando aproximadamente de 1400 e 1700 metros. A região possui clima super-úmido pela classificação de Thornthwaite, ou seja, com balanço hídrico altamente positivo ao longo de todo o ano e Cwb pela classificação de Köppen, com invernos frios e menos úmidos que os verões, que são amenos e mais chuvosos (MELLO et al., 2012). Consiste de uma das mais importantes regiões brasileiras que abrigam nascentes, sendo responsável pelas drenagens dos rios Grande e Aiuruoca, dentre outros de menor porte. O solo dominante na MBHE é o Cambissolo Háplico Distrófico, cujo material de origem é o granito-gnaise, com profundidade classificada com moderadamente profundo (<1,5 m) (MENEZES et al., 2009).

#### **Amostragem da vegetação, estimativa do estoque de carbono, cálculo das taxas de dinâmica florestal**

A coleta dos dados da vegetação foi realizada em junho de 2009 e em julho e 2011. Nessas ocasiões, foram medidas em 12 parcelas permanentes de 400 m<sup>2</sup> (20 x 20 m) distribuídas aleatoriamente na área, a circunferência a 1,30 m do solo (CAP) de todas as árvores vivas com CAP maior ou igual a 15,7 cm (DAP ≥ 5 cm) e suas alturas totais. As árvores medidas foram identificadas em campo ou posteriormente por especialista.

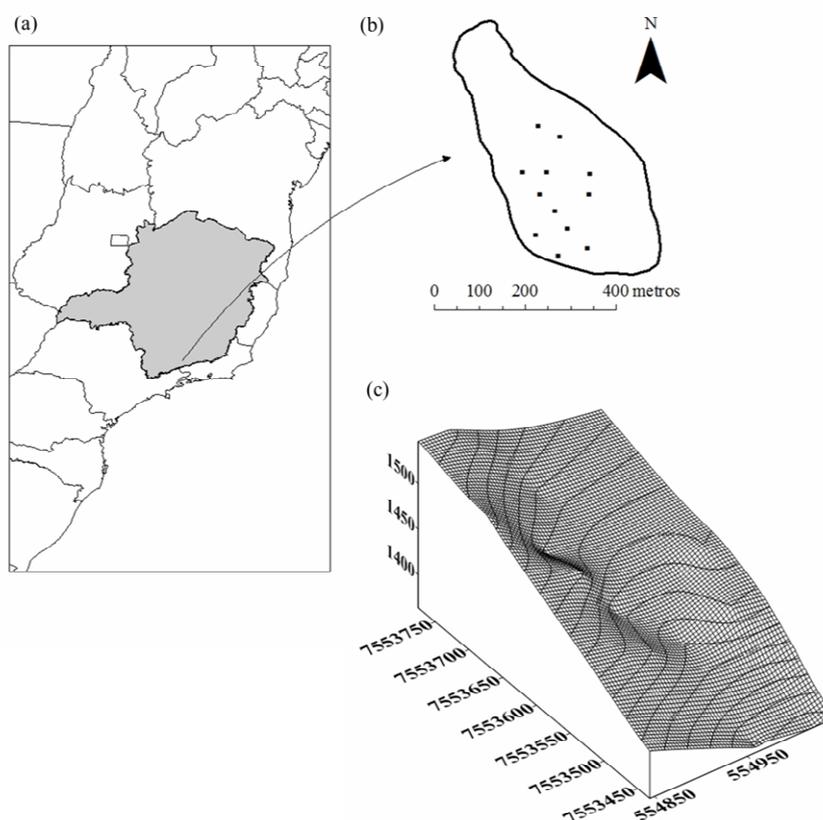


Figura 1 (a) Localização da Área de Estudos, (b) detalhe das parcelas amostrais utilizadas para levantamento da vegetação e variáveis ambientais (c) representação da inclinação da área com isolinhas separadas em 10 m.

O carbono presente no fuste até 3 cm de diâmetro da vegetação foi calculado para os dois inventários da floresta (C1 e C2) por meio de equação específica para a fitofisionomia Floresta Ombrófila Densa nas sub-bacias hidrográficas do Rio Grande e Rio Piracicaba, em Minas Gerais, apresentada por Scolforo, Oliveira e Acerbi Júnior (2008):

$$C = \text{EXP}(-11,7511954986 + 2,1703210582 * \text{LN}(\text{DAP}) + 0,945801054 * \text{LN}(\text{HT}))$$

Em que: C é o estoque de carbono (ton); DAP é o Diâmetro a 1,3 m do solo (cm); HT é a altura total da árvore (m).

Além disso, foram calculadas taxas de dinâmica da comunidade florestal: taxa demortalidade (TM), de recrutamento (TR), de rotatividade em número de indivíduos (RN), taxas de perda (P) e ganho (G) em área basal, de rotatividade em área basal (RAB) (OLIVEIRA-FILHO; MELLO; SCOLFORO, 1997; SHEIL; BURSLEM; ALDER, 1995; SHEIL; JENNINGS; SAVILL, 2000) e o ganho em carbono (GC), sendo esse último calculado da diferença entre C2 e C1.

### **Levantamento das variáveis ambientais**

Todas as parcelas amostrais foram georreferenciadas obtendo-se, portanto, informações de altitude das mesmas. Além disto, uma bateria de pluviômetros foi instalada sob o dossel em pontos coincidentes com a localização das parcelas amostrais de vegetação para estudar a quantidade de chuva que efetivamente atinge a superfície do solo. Amostras de solo foram coletadas nas parcelas de amostragem da vegetação para análise química e física nas profundidades: 0-20 cm (P1), 20-50 cm (P2) e 50-100 cm (P3).

### **Correlação entre distribuição de espécies e variáveis ambientais**

Devido ao reduzido número de observações de cada variável e a distribuição contínua (não abrupta) das mesmas no ambiente, considerou-se a análise de gradientes como uma abordagem adequada. Assim, para identificar padrões de distribuição das espécies que pudessem refletir variações ambientais, foram utilizadas análises de correspondência canônica (CCA), técnica de ordenação onde a entrada de dados é composta por duas matrizes, uma de variáveis ambientais e outra de espécies. Foram comparadas as porcentagens da variação total dos dados de abundância das espécies explicadas por cada um desses fatores: clima e altitude; fertilidade do solo; e textura do solo. Pelo fato da entrada de dados ser composta dessas duas matrizes, e da análise ser baseada em análises de correspondência

juntamente com regressões múltiplas, uma ordenação de espécies associadas a variáveis ambientais é obtida, o que leva a CCA a ser considerada como uma técnica de análise direta de gradientes (FELFILI et al., 2007). No presente caso buscando explicar a distribuição das espécies na área, relacionou-se a frequência das espécies nas parcelas amostrais com as variáveis ambientais coletadas nessas parcelas que potencialmente explicam tal distribuição. Ao todo foram feitas três CCAs sendo uma com caráter climático (“CCA clima e altitude”), e duas com caráter edáfico (“CCA fertilidade do solo” e “CCA textura do solo”).

Foram feitas análises preliminares e descartadas variáveis redundantes. Assim, as CCAs finais para distribuição das espécies foram trabalhadas da seguinte forma: no caso da “CCA clima e altitude”, foram utilizadas as variáveis Precipitação média mensal (Pmed), Precipitação máxima mensal (Pmax), Precipitação mínima mensal (Pmin) e Altitude (Alt); no caso da “CCA fertilidade do solo”, foram utilizados teores médios (média das três profundidades de solo avaliadas) teor de fósforo (P), de alumínio(Al), acidez potencial (H+Al), saturação por bases (v), pH, (soma de bases trocáveis) Sb e matéria orgânica (M.O.); e, no caso da “CCA textura do solo”, valores médios (média das três profundidades de solo avaliadas) de Densidade do solo (Dens), Volume total de poros (VTP), e porcentagens de Argila, Areia e Silte no solo. Para validação das análises, foram analisados os resultados dos valores p dos Testes de Monte Carlo para autovalores e para as correlações, ou seja, a proporção das 1000 randomizações realizadas entre espécies-ambiente com correlação maior ou igual à observada. As análises foram realizadas no software PC-ORD 5.10 (MCCUNE; MEFFORD, 2006).

### **Correlação entre estoque de carbono e dinâmica da vegetação com variáveis ambientais**

Para verificar qual o fator mais determinante no estoque de carbono e nas taxas de dinâmica, diante de muitas variáveis com potencial preditor, do receio de se descartar alguma no processo de modelagem (perder informação) e buscando evitar problemas de multicolinearidade, optou-se por fazer uma análise de componentes principais (PCA) das variáveis ambientais. A PCA condensa informações contidas em um grande número de variáveis em um pequeno grupo de novas composições dimensionais, denominadas componentes, tal que o arranjo dos pontos sofra menos distorção possível, preservando a estrutura original dos dados. Isso é feito com a sumarização dos dados redundantes (supérfluos), para colocar entidades similares em pontos próximos ao longo do eixo de ordenação. Os componentes gerados na PCA são conjuntos de variáveis independentes, não correlacionadas entre si, com distribuição normal (FELFILI et al., 2007). Essa técnica foi utilizada a fim de reduzir a dimensão das 3 variáveis climáticas (Pmedia, Pmin e Pmax), resultando na “PCA Clima”, 8 variáveis de fertilidade (P, Al, H+Al, v, pH, Sb. (T) e M.O.), resultando na “PCA Fertilidade do solo” e 5 variáveis de textura (Dens, VTP, Argila, Areia e Silte), resultando na “PCA Textura do solo”. Assim, os dois componentes principais de cada PCA juntamente com a variável altitude (a qual foi considerada separadamente por estar correlacionada com as demais e apresentar isoladamente forte potencial preditor) foram analisadas como variáveis independentes nos modelos de regressão linear múltipla para estoque de carbono e dinâmica da vegetação. Para isso, elaborou-se uma matriz de correlação de Pearson entre os dois componentes principais de cada PCA e os seguintes dados de biomassa e dinâmica florestal: CG, TM, TR, RN, C1, C2, G, P e RAB, onde foram identificadas as maiores correlações ( $>0.5$  e  $<-0.5$ ) que seriam utilizadas nos modelos. Os modelos gerados tiveram sua significância testada por teste F ( $\alpha=0,05$ ) e os parâmetros associados às variáveis independentes foram testados por teste t ( $\alpha=0,05$ ).

### 3 RESULTADOS

#### Relações entre distribuição das espécies e ambiente

A correlação entre abundância das espécies e as variáveis ambientais, de maneira geral, foi alta. Dentre os três fatores ambientais observados, fertilidade do solo é o que mais explica a distribuição de espécies no local, explicando 39,9% da variação total dos dados. Clima e altitude explicaram 31,6% e textura do solo explicou 30,3% (Tabela 1; Figura 2). As parcelas foram ordenadas seguindo principalmente um gradiente de altitude, acidez e argila no solo, sendo que acidez e argila parecem acompanhar o gradiente altitudinal.

A ordenação das parcelas na “CCA clima e altitude” gerou autovalores baixos ( $<0,5$  *sensu*) (BRAAK, 1995) com variação cumulativa explicada pelos três eixos igual a 31,6%. Os testes de Monte Carlo geraram p-valores iguais a 0,022 para autovalores e 0,1191 para correlações espécie-ambiente. O primeiro eixo possui correlação alta e negativa com Altitude sugerindo que a substituição de espécies seguiu um gradiente topográfico. O segundo eixo possui altas correlações negativa com Pmed e Pmax sugerindo um gradiente mais curto de precipitação.

Tabela 1 Resumo da análise de correspondência canônica (CCA) de 12 parcelas de 20x20 m usadas para amostrar a Floresta em estudo em Bocaina de Minas, MG.

Variáveis		Eixo 1	Eixo 2	Eixo 3	Variância total
Clima e Altitude	Autovalores	0,484	0,241	0,205	2,9386
	Variância acumulada para dados de espécies (%)	16,5	24,7	31,6	
	Correlação de Pearson ssp-ambiente	0,973	0,971	0,941	
Fertilidade	Autovalores	0,503	0,353	0,317	
	Variância acumulada para dados de espécies (%)	17,1	29,1	39,9	
	Correlação de Pearson ssp-ambiente	0,979	0,981	0,990	

Textura	Autovalores	0,322	0,297	0,273
	Variância acumulada para dados de espécies (%)	11,0	21,1	30,3
	Correlação de Pearson spp-ambiente	0,942	0,956	0,923

A “CCA fertilidade do solo” gerou autovalor alto para o primeiro eixo e autovalores intermediários para o segundo e o terceiro com variação cumulativa explicada nos três eixos de 39,9%. Os testes de Monte de Carlo geraram p-valores e iguais a 0,2863 para autovalores e 0,4394 para correlações espécie-ambiente, sendo que o eixo 1 possui correlações mais fortes (negativas) com Al, H+Al e (T), sugerindo um gradiente de acidez, em que se aumenta os níveis de acidez conforme aumenta altitude.

A “CCA textura do solo” gerou autovalores baixos para os três primeiros eixos com variação cumulativa explicada de 30,3%. Os testes de Monte de Carlo geraram p-valores iguais a 0,9098 para autovalores e 0,6466 para correlações espécie-ambiente, sendo que o primeiro eixo possui fortes correlações negativas com VTP e Argila sugerindo um gradiente textural com maiores teores de argila nas partes mais elevadas da área.

### **Relações entre estoque de carbono e dinâmica florestal e ambiente**

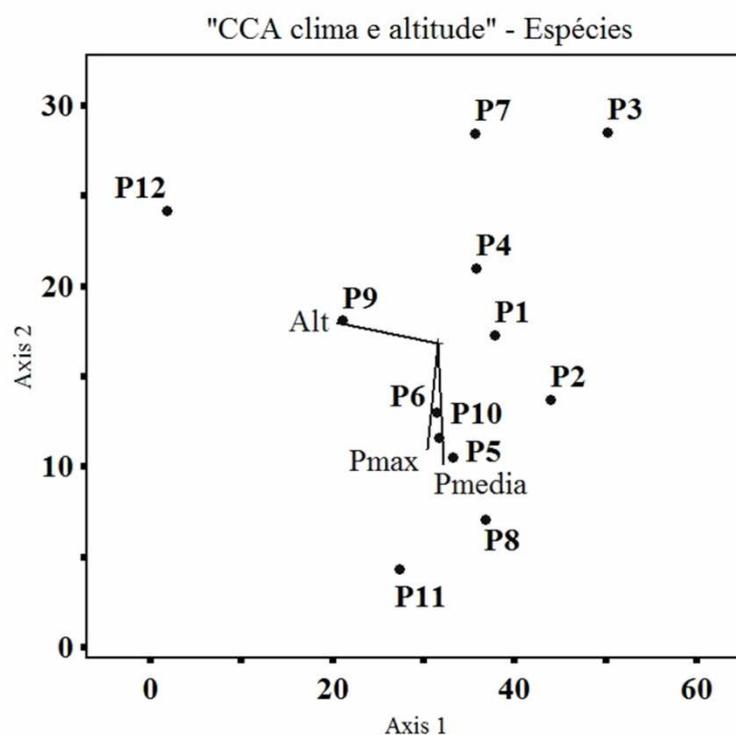
Dentre os três fatores ambientais analisados via PCA, fertilidade do solo foi o que apresentou um componente sumarizado com maior explicação da variação das variáveis originais (68,76%).

Na PCA clima, o componente principal 1 (PC1c) explicou 50,89% da variação total e é positivamente correlacionado com Pmin e negativamente com Pmed e Pmax (p=0,406) e o componente principal 2 (PC2c) explicou 38% da variância (p=0,052) e foi positivamente correlacionado com Pmax e Pmin e negativamente correlacionado com Pmed.

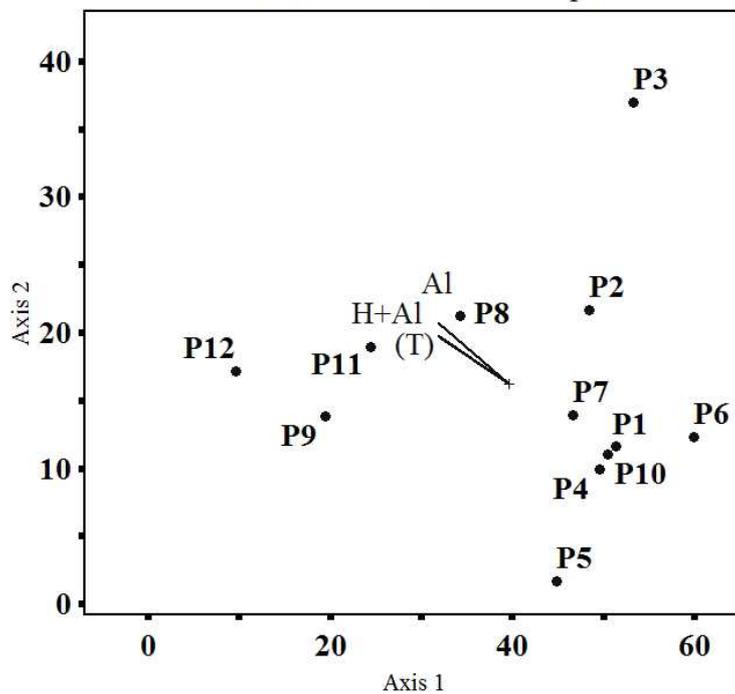
A PCA fertilidade gerou o gradiente sumarizado PC1f, o qual foi positivamente correlacionado com P, Sb, v, pH e explicou 68,76% da variância total (p = 0,001) e negativamente correlacionado com Al, H+Al,

(T), M.O e o PC2f foi positivamente relacionado com pH e negativamente correlacionado com as demais variáveis, explicando 17,68 % da variância ( $p=0,987$ ), evidenciando gradiente de acidez e matéria orgânica. A PCA textura gerou PC1t que explicou 62,66% da variância e foi positivamente correlacionado com VTP, Argila e Silte e negativamente correlacionado com Densidade e Areia ( $p=0,002$ ) e PC2t que explicou 25,224% da variância e apresentou correlação positiva com Densidade e Argila e negativa com VTP, Areia e Silte ( $p=0,649$ ), simbolizando o gradiente textural existente na área.

A matriz de correlações entre os dois componentes principais de cada PCA gerada e valores de estoque de carbono e dinâmica (Tabela 2) destacou as correlações entre altitude e as variáveis da vegetação consideradas, sendo essa variável a que mais apresentou correlação com os atributos da vegetação.



"CCA fertilidade do solo" - Espécies



"CCA textura do solo" - Espécies

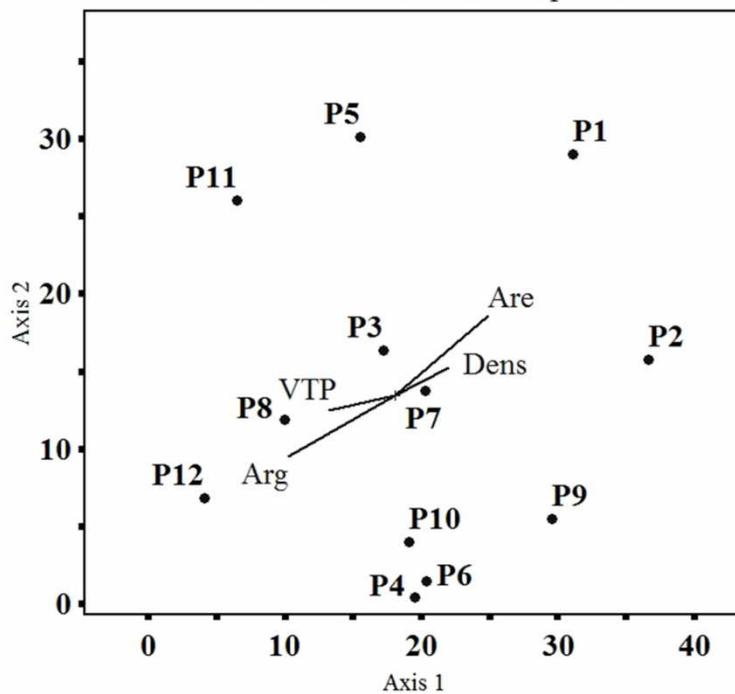


Figura 2 Diagramas de ordenação produzidos pela análise de correspondência canônica (CCA) mostrando a distribuição de 12 parcelas usadas para amostrar a vegetação de um fragmento de Floresta em Bocaina de Minas, MG.

Os modelos de regressão linear apresentados (Tabela 3) correspondem aos atributos da vegetação considerados em função das variáveis que apresentaram maior correlação com os mesmos. O único modelo não significativo pelo teste F foi o de taxa de mortalidade, sendo os outros todos significativos e tendo na maioria das vezes Altitude com variável independente com parâmetros associados significativos pelo teste t, provando mais uma vez a importância dessa variável para o conjunto de dados observados. Os coeficientes associados às variáveis independentes indicaram que altitude está negativamente relacionada com taxas de mortalidade, negativamente relacionada com taxa de ganho em área basal, negativamente relacionada com taxa de recrutamento, negativamente relacionada com RAB, negativamente relacionada com RN, sugerindo uma dinâmica mais acelerada nas áreas mais baixas e com menos estoque de carbono.

Tabela 2 Matriz de correlação entre PCA e biomassa e dinâmica. As correlações consideradas altas (>0.5 e <-0.5) estão desatacadas.

	PC1f	PC2f	PC1t	PC2t	PC1c	PC2c	Alt
GC	-0,41	<b>-0,64</b>	0,43	-0,15	-0,01	<b>0,75</b>	-0,23
TM	0,00	0,18	-0,30	0,29	0,35	-0,09	<b>-0,55</b>
C1	-0,45	-0,34	<b>0,58</b>	-0,11	0,28	-0,09	<b>0,63</b>
C2	-0,48	-0,39	<b>0,61</b>	-0,13	0,28	-0,02	<b>0,59</b>
TR	0,37	0,25	-0,43	0,07	-0,01	0,32	<b>-0,74</b>
RN	0,30	0,26	-0,43	0,14	0,09	0,24	<b>-0,76</b>
G	0,36	0,17	-0,43	0,08	-0,10	0,35	<b>-0,73</b>
P	-0,30	0,05	0,09	0,25	-0,38	-0,04	-0,20
RAB	0,18	0,16	-0,31	0,17	-0,23	0,28	<b>-0,68</b>

Tabela 3 Resultados das regressões lineares simples e múltiplas envolvendo aspectos de dinâmica e estoque de carbono com gradientes de clima,

fertilidade e textura do solo. Os valores p dos modelos e parâmetros significativos estão destacados.

Variável dependente	Modelos			Medidas de ajuste		
	Intercepto	Variável(is) independente(s)		p-value: F	R <sup>2</sup>	Syx
GC	0,22338 <b>(4,05e-06)</b>	PC2f -0,04319 (0,0672)	PC2c 0,06900 <b>(0,0146)</b>	<b>0,00395</b>	0,6427	0,07855
TM	0,846433 <b>(0,0185)</b>		Alt -0,008852 (0,0618,)	0,06179	0,2372	0,5327
RN	2,980039 <b>(4,94e-05)</b>		Alt -0,022767 <b>(0,0041)</b>	<b>0,0041</b>	0,5359	0,7783
C1	0,548946 (0,3781)	PC1t 0,286159 (0,1340)	Alt 0,016543 (0,0811)	<b>0,03155</b>	0,433	0,9896
C2	0,808647 (0,2174)	PC1t 0,328390 (0,0997)	Alt 0,014979 (0,1182)	<b>0,03392</b>	0,4238	1,019
G	9,99195 <b>(4,26e-06)</b>		Alt -0,05285 <b>(0,0068)</b>	<b>0,006799</b>	0,4894	1,968
RAB	5,68813 <b>(1,34e-05)</b>		Alt -0,02991 <b>(0,0141)</b>	<b>0,01412</b>	0,4149	1,276
TR	5,11365 <b>(4,35e-05)</b>		Alt -0,03668 <b>(0,00546)</b>	<b>0,005462</b>	0,51	1,316

## 4 DISCUSSÃO

### Distribuição das espécies

A heterogeneidade ambiental tem um papel importante na diferenciação de nichos e é importante para a manutenção da diversidade de espécies arbóreas nos trópicos. Ela pode ser resultante de variações climáticas, qualidade e intensidade da radiação solar, regimes hídricos, topografia, propriedades físico-químicas dos solos e conservação e, frequentemente, determina a distribuição de espécies arbóreas (PYKE et al., 2001; ZUQUIM; COSTA; PRADO, 2007).

No presente caso, a porcentagem total da variação explicada em cada agrupamento de variáveis (clima, fertilidade e textura), apontou fertilidade

como o fator que mais explica a distribuição de espécies na área, como vem sendo observado por outros autores na região de estudo (CARVALHO et al., 2007; VALENTE et al., 2011). O solo da floresta em questão apresentou pronunciadas variações na fertilidade ao longo de um gradiente altitudinal que foram refletidas pela distribuição e abundância das espécies. A diferença altitudinal de cerca de 100 m registrada no fragmento certamente contribuiu para a heterogeneidade ambiental ao propiciar a formação de gradientes topográficos e, conseqüentemente, gradientes edáficos com reflexos na composição de espécies da comunidade arbórea.

Em florestas tropicais, as variações topográficas podem determinar um gradiente edáfico, alterando as condições de drenagem e nutrientes no solo (WRIGHT, 2002), principalmente em escala local, onde os gradientes edáfico e altitudinal formados são mais perceptíveis (PEREIRA, I. et al., 2006). Padrões de distribuições das espécies refletem essas variações em florestas em situação parecida (FRANÇA; STEHMANN, 2004; GENTRY, 1993; LIBERMAN et al., 1985; MEIRELES; SHEPHERD; KINOSHITA, 2008). Em escalas maiores, trabalhos apontam flutuações no clima como responsáveis por substituição e distribuição de espécies (PYKE et al., 2001).

Na área de estudos, cotas mais elevadas do terreno corresponderam, de modo geral, a sítios de maior acidez (maiores teores de Al, H+Al, (T) e M.O.) e solos mais argilosos, o que direta ou indiretamente seleciona espécies para os diferentes locais da mata, uma vez que cada espécie tem um intervalo de tolerância em relação às variáveis ambientais, e quase sempre os limites dessa tolerância não são bruscos em um gradiente ambiental (RODRIGUES et al., 2007).

No entanto, por se tratar de um fragmento inserido numa região com forte influência antrópica, existe mais um componente atuando sobre a heterogeneidade ambiental e conseqüentemente a distribuição das espécies na área: os impactos. Eles parecem também seguir um gradiente, sendo mais pronunciados na região mais baixa do fragmento e menos pronunciados nas regiões mais altas. Esses impactos também estão atuando em propriedades

do solo e podem ter influência direta e indireta na distribuição das espécies. Fragmentos menores, como o da área estudada, são mais susceptíveis às oscilações e aos processos degradatórios decorrentes da fragmentação e antropização, principalmente pelo aumento relativo do efeito-borda (OLIVEIRA-FILHO et al., 2007), que altera a estrutura e composição das áreas afetadas. Na área, conforme se aumenta a altitude, melhor é o estado de conservação da floresta, sendo que nas áreas mais baixas, podem ser observados impactos causados por trilhas, presença de gados e corte seletivo.

Os impactos relatados desencadeiam processos iniciais de sucessão caracterizados inicialmente por maior disponibilidade de luz em processo semelhante ao que ocorre com clareiras. A maior disponibilidade de luz acarreta aumento no número de indivíduos e a oportunidade para espécies com alta demanda de luz (pioneiras) observadas na área, como é o caso de: *Baccharis serrulata*, *Eremanthus erythropappus*, *Vismia guianensis*, *Clethra scabra*, e poucas espécies com tolerância à sombra, como é o caso de: *Prunus myrtifolia*, *Toulicia subsquamulata*, *Ocotea corymbosa*, *Guapira opposita* e *Cybianthus detergens* (KELLMAN; TACKABERRY; RIGG, 1998; OLIVEIRA-FILHO et al., 2007), observadas na área mais conservada.

Dentre as variáveis quantificadas, fertilidade tem destaque na distribuição de espécies na área. No entanto, os resultados mostram uma distribuição condizente com altitude que rege variações edáficas e o estado de conservação não quantificado, que parece ser o principal fator atuando na distribuição. Não se pode ignorar ainda que a distribuição de espécies em ambientes tropicais é junção de dois fatores: determinístico (em decorrência das condições ambientais) e estocástico (aleatório) ocorrendo simultaneamente (CHASE, 2011) e, na linha determinística, para caracterização mais precisa dos “habitats preferenciais” é necessário que as tendências apresentadas pelas espécies sejam observadas em outros locais.

### **Estoque de carbono e Dinâmica florestal**

A porcentagem da variação total explicada pelas PCAs mostrou que fertilidade é o que mais explica a distribuição de biomassa e a dinâmica da floresta. Aparentemente, setores da floresta em estudo com solos mais ácidos e com mais M.O., possuem mais carbono na vegetação e são mais estáveis. A relação entre concentração de nutrientes na camada superficial de solo e a cobertura vegetal é esperada, sendo que no caso de solos sob florestas, espera-se que a vegetação produza matéria orgânica e recicle nutrientes usando um sistema radicular denso para absorver nutrientes imediatamente (TOLEDO et al., 2011).

No presente caso, variáveis climáticas e edáficas não foram significativas nos modelos de regressão múltipla para explicar taxas de dinâmica, embora o gradiente de fertilidade do solo já tenha sido relatado como positivamente relacionado com taxas como a de mortalidade em outros trabalhos (TOLEDO et al., 2011). Por outro lado, os modelos gerados evidenciam o papel da altitude na definição do estoque de carbono e dinâmica florestal. Novamente, altitude apresenta-se como elemento “síntese” dos outros gradientes, inclusive o gradiente de conservação observado na área.

Uma dinâmica mais acelerada foi observada nas áreas mais baixas (mais impactadas). Maiores taxas de mortalidade, recrutamento e turnover são características de áreas em fase de construção da Silvigênese (HALLÉ; OLDEMAN; TOMLINSON, 1978; OLDEMAN, 1987, 1992) após distúrbios. Em uma fase de “construção inicial”, devido ao aumento repentino da disponibilidade de luz nos pontos da floresta onde as árvores foram suprimidas, há aumento simultâneo da densidade e da área basal. Nessa fase mais instável, a mortalidade se eleva em função do maior número de indivíduos, e conseqüentemente, maior competição nos indivíduos menores (COOMES et al., 2003) o que conseqüentemente aumenta a rotatividade. Com a alta competição por sobrevivência pouco é investido em crescimento individual, o que faz com que, apesar do aumento geral da área basal nessas áreas, as dimensões individuais das árvores sejam pequenas

eresultem em ganhos de carbono mais baixos. Em setores mais altos da floresta, correspondentes a áreas mais conservadas e maduras em termos sucessionais, observam-se maiores indivíduos, com maiores estoques C1 e C2, menores taxas de mortalidade, recrutamento, rotatividade, ou seja, áreas mais estáveis (FELFILI, 1995; LIEBERMAN et al., 1985; RANKIN-DEMERONA; HUTCHINGS; LOVEJOY, 1990; SANTOS et al., 1998; SWAINE; LIEBERMAN; PUTZ, 1987).

Muito embora crescimento seja relacionado diretamente com clima, na área de estudos as parcelas estão próximas e parecem estar sujeitas às mesmas condições climáticas, com poucas alterações. Além do mais, a heterogeneidade (irregularidade) do dossel, decorrente de variações em estágio sucessional, densidade, composição de espécies e até mesmo condição topográfica da floresta certamente ocasionou diferentes níveis de interceptação da precipitação no dossel da floresta (FERREIRA; LUIZÃO; DALLAROSA, 2005) sendo o efeito climático (efeito da precipitação efetiva) possivelmente mascarado pela estrutura da floresta.

Portanto, foi observada uma dinâmica mais acelerada em áreas mais baixas, mais impactadas, associada a pronunciado gradiente edáfico e topográfico próprio da condição da bacia e incrementada por impactos naturais e antrópicos que favorecem uma elevada instabilidade e heterogeneidade na floresta (OLIVEIRA-FILHO et al., 2007). A composição de espécies nas áreas mais impactadas também contribui para a aceleração da dinâmica, com dinâmica acelerada pela provável composição de espécies com ciclo de vida mais curto (GUIMARÃES et al., 2008).

Na escala em questão, embora fertilidade explique grande parte das variações na vegetação, os distúrbios têm papel fundamental e esses dois fatores são englobados pelo gradiente altitudinal. Florestas pequenas e impactadas inseridas em áreas de intensa atividade agropecuária são muito instáveis e as fases de degradação e construção provavelmente predominam na área toda por um período de duração indeterminada, apresentando

heterogeneidade espacial dos distúrbios (MACHADO; OLIVEIRA-FILHO, 2010) e das demais condições ambientais.

## 5 CONCLUSÃO

A hipótese colocada no presente trabalho foi aceita, já que fertilidade do solo foi, das variáveis consideradas, a que mais explicou as variações na vegetação em estudo. No entanto, as variações na fertilidade estão diretamente ligadas às variações na altitude, a qual parece ser o fator ambiental mais influente na distribuição de espécies e também no estoque de carbono e dinâmica florestal, já que condiciona outros gradientes na área, principalmente conservação e fertilidade do solo, sendo para a escala local, um fator ambiental “síntese”.

## AGRADECIMENTOS

O presente contou com recursos do CNPq (Edital Universal 2009, Processo 471688/2009-6 – “Balanço hídrico e qualidade de água em microbacia hidrográfica ocupada por Mata Atlântica na Serra da Mantiqueira, MG”) e FAPEMIG (Edital Universal 2008, APQ – 00942-08 – “Balanço hidrológico e produção de água numa bacia hidrográfica no ambiente da Serra da Mantiqueira, MG”).

## REFERÊNCIAS

BRAAK, C. J. F. ter. Ordination. In: JONGMAN, R. H. G.; BRAAK, C. J. F. ter; TONGEREN, O. F. R. van (Ed.). **Data analysis in community and landscape ecology**. Cambrige: Cambrige University, 1995. p. 91-173.

CARVALHO, W. A. C. et al. Variação espacial da estrutura da comunidade arbórea de um fragmento de floresta semidecídua em Piedade do Rio Grande, MG, Brasil. **Revista Brasileira de Botânica**, São Paulo, v. 30, n. 2, p. 315-335, 2007.

CHASE, J. M. et al. Disentangling the importance of ecological niches from stochastic processes across scales. **Philosophical Transactions of the Royal Society B**, London, v. 366, n. 1576, p. 2351-2363, Aug. 2011.

COOMES, D. A. et al. Disturbances prevent stem size-density distributions in natural forests from following scaling relationships. **Ecology Letters**, Oxford, v. 6, n. 11, p. 980-989, Sept. 2003.

FELFILI, J. M. Growth, recruitment and mortality in the Gama gallery forest in central Brazil over a six-year period: 1985-1991. **Journal of Tropical Ecology**, Cambridge, v. 11, n. 1, p. 67-83, Feb. 1995.

FELFILI, J. M. et al. **Análise multivariada em estudos de vegetação**. Brasília: UnB, 2007. 60 p. (Comunicações Técnicas Florestais, 9).

FERREIRA, S. J. F.; LUIZÃO, F. J.; DALLAROSA, R. L. G. Precipitação interna e interceptação da chuva em floresta de terra firme submetida à extração seletiva de madeira na Amazônia Central. **Acta Amazonica**, Manaus, v. 35, n. 1, p. 55-62, 2005.

FRANÇA, G. S.; STEHMANN, J. R. Composição florística e estrutura do componente arbóreo de uma floresta altimontana no município de Camanducaia, Minas Gerais, Brasil. **Revista Brasileira de Botânica**, São Paulo, v. 27, n. 1, p. 19-30, 2004.

GENTRY, A. H. Patterns of diversity and floristic composition in neotropical montane forests. In: \_\_\_\_\_. **Biodiversity and conservation of neotropical montane forests**. Bronx: The New York Botanical Garden, 1993. p. 103-126.

GUIMARÃES, J. C. C. et al. Dinâmica do componente arbustivo-arbóreo de uma floresta de galeria aluvial no planalto de Poços de Caldas, MG, Brasil. **Revista Brasileira de Botânica**, São Paulo, v. 31, n. 4, p. 621-632, 2008.

HALLÉ, F.; OLDEMAN, R. A.; TOMLINSON, P. B. **Tropical trees and forests: architectural analysis**. Berlin: Springer Verlag, 1978. 441 p.

HUBBELL, S. P. **The unified neutral theory of biodiversity and biogeography**. Princeton: Princeton University, 2001. 448 p.

KELLMAN, M.; TACKABERRY, R.; RIGG, L. Structure and function in two tropical gallery forest communities implications for forest conservation in fragmented systems. **Journal of Applied Ecology**, Oxford, v. 35, n. 2, p. 195-206, Apr. 1998.

KNEITEL, J. M.; CHASE, J. M. Trade-offs in community ecology: linking spatial scales and species coexistence. **Ecology Letters**, Oxford, v. 7, n. 1, p. 69-80, Jan. 2004.

LIEBERMAN, M. et al. Small-scale altitudinal variation in lowland wet tropical forest vegetation. **The Journal of Ecology**, Oxford, v. 73, n. 2, p. 505-516, 1985.

MACHADO, E. L. M.; OLIVEIRA-FILHO, A. T. Spatial patterns of tree community dynamics are detectable in a small (4 ha) and disturbed fragment of the Brazilian Atlantic forest. **Acta Botanica Brasílica**, Porto Alegre, v. 24, n. 1, p. 250-261, 2010.

MCCUNE, B.; MEFFORD, M. J. **PC-ORD: multivariate analysis of ecological data**. Version 5.10. Oregon: MjM Software, 2006. Software.

MEIRELES, L. D.; SHEPHERD, G. J.; KINOSHITA, L. S. Variações na composição florística e na estrutura fitossociológica de uma floresta ombrófila densa alto-montana na Serra da Mantiqueira, Monte Verde, MG. **Revista Brasileira de Botânica**, São Paulo, v. 31, n. 4, p. 559-574, 2008.

MELLO, C. R. de et al. Sea surface temperatura (sst) and rainfall erosivity in the Upper Grande River basin, southeast Brazil. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 36, n. 1, p. 53-59, jan./fev. 2012.

MENEZES, M. D. et al. Dinâmica hidrológica de duas nascentes, associada ao uso do solo, características pedológicas e atributos físico-hídricos na sub-bacia hidrográfica do Ribeirão Lavrinha, Serra da Mantiqueira, MG. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 37, n. 82, p. 175-184, jun. 2009.

OLDEMAN, R. A. A. An architectural models, fractals and agroforestry design. In: \_\_\_\_\_. **Agriculture, ecosystems and environment**. Amsterdam: Elsevier Science, 1992. p. 179-188.

\_\_\_\_\_. **Forest ecology for silvicultural design**. 3<sup>rd</sup> ed. Wageningen: Wageningen Agricultural University, 1987. 640 p.

OLIVEIRA-FILHO, A. T. et al. Dinâmica da comunidade e populações arbóreas da borda e interior de um remanescente florestal na Serra da Mantiqueira, Minas Gerais, em um intervalo de cinco anos (1999-2004). **Revista Brasileira de Botânica**, São Paulo, v. 30, n. 1, p. 149-161, 2007.

OLIVEIRA-FILHO, A. T.; FONTES, M. A. L. Patterns of floristic differentiation among Atlantic Forests in Southeastern Brazil and the Influence of Climate. **Biotropica**, Washington, v. 32, n. 4b, p. 793-810, 2000.

OLIVEIRA-FILHO, A. T.; MELLO, J. M.; SCOLFORO, J. R. S. Effects of past disturbance and edges on tree community structure and dynamics within a fragment of tropical semideciduous forest in southeastern Brazil over a five year period (1987-1992). **Plant Ecology**, Dordrecht, v. 131, n. 1, p. 45-66, Jan. 1997.

PHILLIPS, O. L. et al. Pattern and process in Amazon tree turnover, 1976-2001. **Philosophical transactions of the Royal Society of London. Series B, Biological Sciences**, London, v. 359, n. 1443, p. 381-407, Mar. 2004.

PYKE, C. R. et al. Floristic composition across a climatic gradient in a neotropical lowland forest. **Journal of Vegetation Science**, Knivsta, v. 12, n. 4, p. 553-566, Aug. 2001.

QUESADA, C. A. et al. Regional and large-scale patterns in Amazon forest structure and function are mediated by variations in soil physical and

chemical properties. **Biogeosciences**, Orono, v. 6, n. 2, p. 3993-4057, Apr. 2009.

RANKIN-DE-MERONA, J. M.; HUTCHINGS, R. W.; LOVEJOY, T. E. Tree mortality and recruitment over a five-year period in undisturbed upland rain forest of the central Amazon. In: GENTRY, A. H. (Ed.). **Four neotropical rainforests**. London: Yale University, 1990. p. 573-584.

RIBEIRO, K. T.; FREITAS, L. Impactos potenciais das alterações no Código Florestal sobre a vegetação de campos rupestres e campos de altitude. **Biota Neotropica**, Campinas, v. 10, n. 4, p. 239-246, 2010.

RODRIGUES, L. A. et al. Efeitos de solos e topografia sobre a distribuição de espécies arbóreas em um fragmento de floresta estacional semidecidual, em Luminárias, MG. **Revista Árvore**, Viçosa, MG, v. 31, n. 1, p. 25-35, jan./fev. 2007.

SANTOS, F. A. M. et al. Structure and dynamics of tree species of the Atlantic Forest. **Anais da Academia Brasileira de Ciências**, Rio de Janeiro, v. 70, n. 4, p. 873-880, 1998.

SARCINELLI, T. S. et al. Representatividade fisiográfica e pedológica de fragmentos de floresta nativa em áreas de plantios homogêneos de eucalipto. **Revista Árvore**, Viçosa, MG, v. 36, n. 3, p. 499-509, mar. 2012.

SHEIL, D.; BURSLEM, D. F. R. P.; ALDER, D. The Interpretation and misinterpretation of mortality rate measures. **Journal of Ecology**, Oxford, v. 83, n. 2, p. 331-333, 1995.

SHEIL, D.; JENNINGS, S.; SAVILL, P. Long-term permanent plot observations of vegetation dynamics in Budongo, a Ugandan rain forest. **Journal of Tropical Ecology**, Cambridge, v. 16, n. 6, p. 765-800, Nov. 2000.

SOLÓRZANO, A.; GUEDES-BRUNI, R. R.; OLIVEIRA, R. R. Composição florística e estrutura de um trecho de floresta ombrófila densa atlântica com uso pretérito de produção de banana, no parque estadual da

Pedra Branca, Rio de Janeiro, RJ. **Revista Árvore**, Viçosa, MG, v. 36, n. 3, p. 451-462, mar. 2012.

SVENNING, J. C. On the role of microenvironmental heterogeneity in the ecology and diversification of neotropical rain-forest palms (Arecaceae). **The Botanical Review**, Bronx, v. 67, p. 1-53, Mar. 2001.

SWAINE, M. D.; LIEBERMAN, D.; PUTZ, F. E. The dynamics of tree populations in tropical forest: a review. **Journal of Tropical Ecology**, Cambridge, v. 3, p. 359-366, 1987.

TABARELLI, M. et al. Prospects for biodiversity conservation in the Atlantic Forest: lessons from aging human-modified landscapes. **Biological Conservation**, Essex, v. 143, n. 10, p. 2328-2340, Oct. 2010.

TOLEDO, J. J. et al. How much variation in tree mortality is predicted by soil and topography in Central Amazonia? **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 262, n. 3, p. 331-338, Aug. 2011.

TOLEDO, M. et al. Climate is a stronger driver of tree and forest growth rates than soil and disturbance. **Journal of Ecology**, Oxford, v. 99, n. 1, p. 254-264, Jan. 2011.

VALENTE, A. S. M. et al. Composição, estrutura e similaridade florística da Floresta Atlântica, na Serra Negra, Rio Preto, MG. **Rodriguésia**, Rio de Janeiro, v. 62, n. 2, p. 321-340, 2011.

WRIGHT, S. J. Plant diversity in tropical forests: a review of mechanisms of species coexistence. **Oecologia**, Berlin, v. 130, n. 1, p. 1-14, Feb. 2002.

ZUQUIM, G.; COSTA, F. R. C.; PRADO, J. Fatores que determinam a distribuição de espécies de pteridófitas da Amazônia Central. **Revista Brasileira de Biociências**, Porto Alegre, v. 5, n. 2, p. 360-362, 2007.

**DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DA MATÉRIA ORGÂNICA DO  
SOLO E DO ESTOQUE DE CARBONO EM UM  
REMANESCENTE DE MATA ATLÂNTICA DA SERRA DA  
MANTIQUEIRA, MG.**

**RESUMO:** Ecossistemas possuem diversas relações entre seus componentes que devem ser exploradas do ponto vista espacial. Esse trabalho objetivou analisar o comportamento espacial da matéria orgânica do solo em três profundidades e do carbono do fuste da vegetação de uma Floresta Ombrófila Densa em Bocaina de Minas, Serra da Mantiqueira, por meio de técnicas de geoestatísticas. Pretendeu-se também testar a utilização da matéria orgânica superficial como variável auxiliar na predição do estoque de carbono no fuste da vegetação usando cokrigagem. Foram analisados dados de 25 pontos amostrais de matéria orgânica do solo em três profundidades (0-20 cm; 20-50 cm e 50-100 cm) e de 12 parcelas amostrais de 400 m<sup>2</sup> de vegetação. Todas as variáveis apresentaram estrutura de dependência espacial. O desempenho da cokrigagem na predição do estoque de carbono da vegetação não foi superior ao da krigagem ordinária, embora o mapa gerado pela cokrigagem seja semelhante ao da krigagem para esta variável.

**Palavras-chave:** Matéria Orgânica do Solo. Mata Atlântica. Geoestatística

**ABSTRACT:** (SPATIAL DISTRIBUTION OF SOIL ORGANIC MATTER AND CARBON RESERVE IN A REMNANT OF ATLANTIC RAIN FOREST IN THE SERRA DA MANTIQUEIRA, MINAS GERAIS, BRAZIL) Ecosystems possess many relations between its components, which must be explored from the spatial point of view. This work aimed at analyzing the spatial behavior of soil organic matter at three depths and the carbon of a vegetation shaft in a Dense Ombrophylous Forest in Bocaina de Minas, Serra da Mantiqueira, by means of geostatistical techniques. It also aimed at testing the use of superficial organic matter as an auxiliary variable in the prediction of carbon reserve in the vegetation shaft using cokriging. Data from 25 soil organic matter sampling points, at three depths (0-20 cm; 20-50 cm and 50-100 cm), and 12 sampling plots of 400 m<sup>2</sup> of vegetation were analyzed. The performance of cokriging in the prediction of carbon reserve in the vegetation was not superior to that of ordinary kriging, although the map generated by the cokriging is similar to that generated by ordinary kriging for this variable.

**Keywords:** Soil Organic Matter. Atlantic Rain Forest. Geostatistics.

## 1 INTRODUÇÃO

Ecosistemas apresentam variabilidade espacial e temporal em características bióticas e abióticas e, em se tratando de ecossistemas florestais, é inegável a forte relação entre atributos da vegetação e atributos do solo.

Os solos funcionam como um sistema de apoio fundamental à vida no ecossistema e desempenham um papel vital na resiliência deste frente às condições geradas pelas mudanças climáticas causadas pelo homem, ou seja, muito mais que um grande reservatório de carbono, o solo funciona como mediador da produtividade e sustentabilidade do ambiente (RUMPEL; KOGEL-KNABNER, 2010). Os atributos físico-químicos dos solos são muito influenciados pela matéria orgânica, a qual corresponde ao maior reservatório de nutrientes para as plantas, estando diretamente relacionada a outras funções no solo, como fertilidade da qual dependem sociedades e ecossistemas (TRUMBORE; CZIMCZIK, 2008).

Nesse contexto, o acúmulo de matéria orgânica no solo até níveis capazes de sustentar um fornecimento confiável de nutrientes e água para a biota é fundamental no desenvolvimento dos ecossistemas (BECHTOLD; NAIMAN, 2009) garantindo que mesmo em solos de baixa fertilidade florestas exuberantes não apresentem sintomas de deficiência nutricionais, uma vez que o ciclo é praticamente fechado, com a contínua decomposição do material orgânico, associada a uma pequena perda por lixiviação e absorção de elementos do solo (SILVA et al., 2007).

Compreender a variabilidade espacial e temporal dos atributos da vegetação bem como sua relação com variáveis ambientais é interesse das ciências florestais e áreas afins uma vez que permite a visualização de cenários que possibilitem prever o comportamento de uma variável diante da abundância ou ausência de outra, além da possibilidade de estimar determinada variável a partir de outra, cujo custo e/ou, tempo de determinação é menor.

Diante da necessidade de correlacionar as diversas variáveis presentes no ecossistema florestal, a cokrigagem aparece como alternativa, uma vez que possibilita correlacionar espacialmente variáveis por intermédio do semivariograma cruzado e muitas vezes apresenta ganhos em relação a krigagem ordinária (WU et al., 2009).

Assim, o presente trabalho objetivou (1) avaliar o comportamento espacial, via krigagem ordinária, do carbono presente no fuste das árvores e da matéria orgânica do solo em três profundidades em uma Microbacia Experimental coberta por Floresta Ombrófila na Serra da Mantiqueira em Minas Gerais e (2) testar a eficiência da utilização da matéria orgânica da camada superficial do solo (variável de mais fácil obtenção) como co-variável na análise espacial, via cokrigagem, do carbono da vegetação por meio da comparação dos resultados obtidos com os da krigagem ordinária.

## 2 MATERIAL E MÉTODOS

A área de estudo consiste em um remanescente de Floresta Ombrófila Densa localizado em uma Microbacia Hidrográfica Experimental no município de Bocaina de Minas, em Minas Gerais (Figura 1). O local possui clima Cwb pela classificação de Köppen, com invernos frios e menos úmidos que os verões, que são amenos e mais chuvosos. Consiste de uma das mais importantes regiões brasileiras que abrigam nascentes, sendo responsável pela drenagem dos Rios Grande e Aiuruoca. O solo dominante na MBHE é o Cambissolo Háptico Distrófico (MENEZES et al., 2009), cujo material de origem é o granito-gnaiss, com profundidade classificada com moderadamente profundo (<1,5 m).

A coleta dos dados foi realizada em junho de 2009. Nessa ocasião, mediu-se em 12 parcelas de 400 m<sup>2</sup> (20 x 20 m) a circunferência a 1,30 m do solo (CAP) de todas as árvores com CAP maior ou igual a 15,7 cm (DAP ≥ 5 cm) e suas alturas totais. As parcelas foram georreferenciadas (latitude, longitude e altitude). Amostras de solo em três profundidades: 0-20 cm (P1),

20-50 cm (P2) e 50-100 cm (P3), foram coletadas em 25 pontos da área, dos quais, 12 coincidem com as parcelas de amostragem de vegetação.

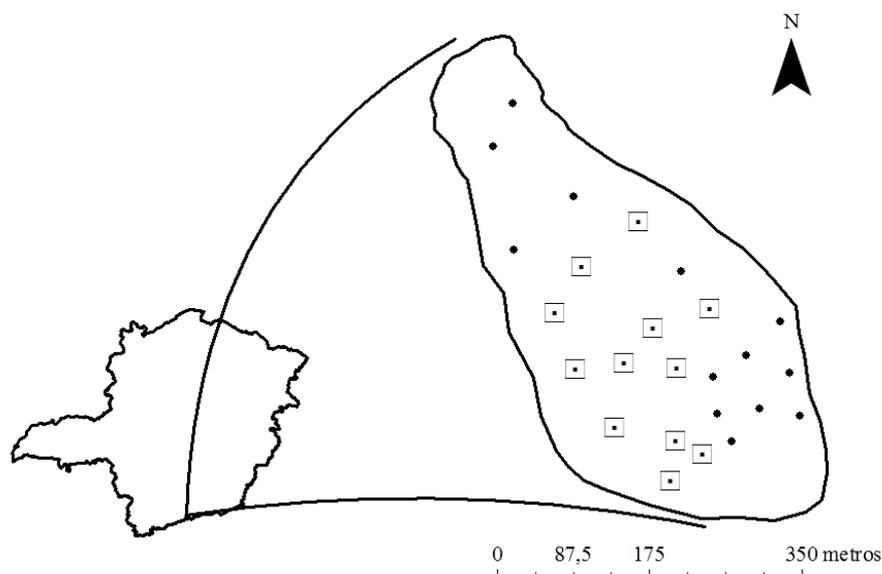


Figura 1 Localização da Microbacia Hidrográfica Experimental com a posição dos 25 pontos de coleta de amostras do solo e 12 parcelas para coleta de dados da vegetação.

O carbono presente no fuste da vegetação foi calculado por meio da equação para a fitofisionomia Floresta Ombrófila Densa ajustada para as sub-bacias hidrográficas do Rio Grande e Rio Piracicaba, em Minas Gerais por Scolforo, Oliveira e Acerbi Júnior (2008):

$$C = \text{EXP}(-11,7511954986 + 2,1703210582 * \text{LN}(\text{DAP}) + 0,945801054 * \text{LN}(\text{HT}))$$

Em que: C é o estoque de carbono (ton); DAP é o diâmetro a 1,3 m do solo (cm); HT é a altura total da árvore (m).

Foi realizado o estudo variográfico por meio do semivariograma experimental isotrópico do estoque de carbono da vegetação (ECV) e da variável matéria orgânica (M.O.) para as três profundidades. Foram ajustados, pelo método dos mínimos quadrados, para cada situação os modelos teóricos Exponencial, Esférico e Gaussiano. A seleção de modelos

se deu pelo  $R^2$  e soma de quadrados dos resíduos e a validação feita pelo método da validação cruzada. Os modelos espaciais selecionados permitiram fazer a krigagem ordinária para cada situação analisada.

Feito isso, verificou-se a correlação simples do carbono da vegetação com a matéria orgânica em P1 e então procedeu-se a análise do semivariograma cruzado, sendo a M.O. em P1 utilizada como co-variável na análise do estoque de carbono da vegetação.

Com o semivariograma cruzado é possível verificar a relação entre duas variáveis espacialmente medidas, mostrando se a variabilidade de uma é acompanhada pela variabilidade da outra variável. Se duas variáveis regionalizadas se apresentam correlacionadas espacialmente, então o semivariograma cruzado representa essa correlação e estabelece o vínculo entre elas (MATA et al., 1997; SILVA et al., 2003). O estimador para as semivariâncias cruzadas é dado por:

$$\hat{\gamma}_{h_{1,2}} = \hat{\gamma}_{h_{2,1}} = \frac{1}{2 \cdot N(h)} \left\{ \sum_{i=1}^{N(h)} [z_1(s_i) - z_1(s_i + h)][z_2(s_i) - z_2(s_i + h)] \right\}$$

Em que:  $z_1(\cdot)$  representa o valor de uma variável numa dada localização e  $z_2(\cdot)$  o valor de outra variável na mesma posição;  $h$ : distância entre dois pontos amostrados.

Quando se trata de uma só variável  $z_1(\cdot)$ , tem-se o semivariograma, quando se trata de duas  $z_1(\cdot)$  e  $z_2(\cdot)$ , tem-se o semivariograma cruzado. Feitos os ajustes dos modelos Exponencial, Esférico e Gaussiano ao semivariograma cruzado, foi selecionado o melhor modelo com base nos mesmos critérios do semivariograma simples. Então, procedeu-se a cokrigagem com base no modelo espacial selecionado. A cokrigagem é uma extensão da técnica de krigagem, utilizada para estimar a variável primária que é de difícil mensuração usando variáveis que são mais facilmente determinadas e correlacionadas com a variável primária (WU et al., 2009).

A avaliação do desempenho da cokrigagem utilizando M.O. em P1 como co-variável na interpolação do estoque de carbono da vegetação se deu pela validação cruzada. As análises geoestatísticas foram realizadas no software GS+ versão 5.1.1 (ROBERTSON, 1998) e os mapas finais gerados no ArcGis 9.3 (ENVIRONMENTAL SYSTEMS RESEARCH INSTITUTE - ESRI, 2006).

### 3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A vegetação apresentou estoque de carbono médio de  $39,06 \text{ ton.ha}^{-1}$  valor abaixo do esperado para a condição de Floresta Ombrófila Densa. Cunha et al. (2009), estudando biomassa e estoque de carbono e nutrientes em duas florestas montanas da Mata Atlântica na região norte do estado do Rio de Janeiro encontraram  $65,9$  e  $68,4 \text{ ton.ha}^{-1}$  de carbono na parte aérea dos fragmentos estudados para árvores com mais de 10 cm de DAP. No entanto, Ribeiro et al. (2010), quantificando a biomassa e estoque de carbono em uma capoeira da zona da mata mineira, obtiveram a estimativa de biomassa das árvores igual a  $38,99 \text{ ton.ha}^{-1}$  e um estoque de carbono de  $19,50 \pm 8,08 \text{ ton.ha}^{-1}$  para árvores com DAP  $>5$  cm e atribuíram os baixos valores encontrados aos distúrbios na área e presença de gado. Ou seja, os valores encontrados no presente estudo estão mais próximos de uma condição de regeneração do que de floresta madura propriamente. A inferioridade dos valores encontrados deve-se aos impactos sofridos na área, questões de densidade de indivíduos dentro da área ou mesmo a questões metodológicas envolvidos nas estimativas de carbono (método indireto de determinação).

A matéria orgânica apresentou médias que decresceram da profundidade P1 para P3. Todas as variáveis apresentaram alta variabilidade (Tabela 1).

Tabela 1 Valores médios e coeficiente de variação para estoque de carbono da vegetação e M.O. nas 3 profundidades de solo estudadas.

	ECV [ton.ha <sup>-1</sup> ]	M.O. (P1) [dag.kg <sup>-1</sup> ]	M.O. (P2) [dag.kg <sup>-1</sup> ]	M.O. (P3) [dag.kg <sup>-1</sup> ]
Média	39,06	6,77	4,68	3,85
CV (%)	83,46	42,31	36,60	43,08

O estudo variográfico mostrou que tanto o carbono presente no fuste das árvores quanto à matéria orgânica em todas as profundidades apresentaram estrutura de dependência espacial, com a semivariância aumentando conforme se aumenta a distância entre os pontos amostrados (Figura 2). Em todos os casos o modelo teórico selecionado foi o Esférico em conformidade com Cambardella et al. (1994), que afirmam que propriedades do solo comumente são ajustadas aos modelos esférico e exponencial (WOJCIECHOWSKI et al., 2009) (Tabela 2).

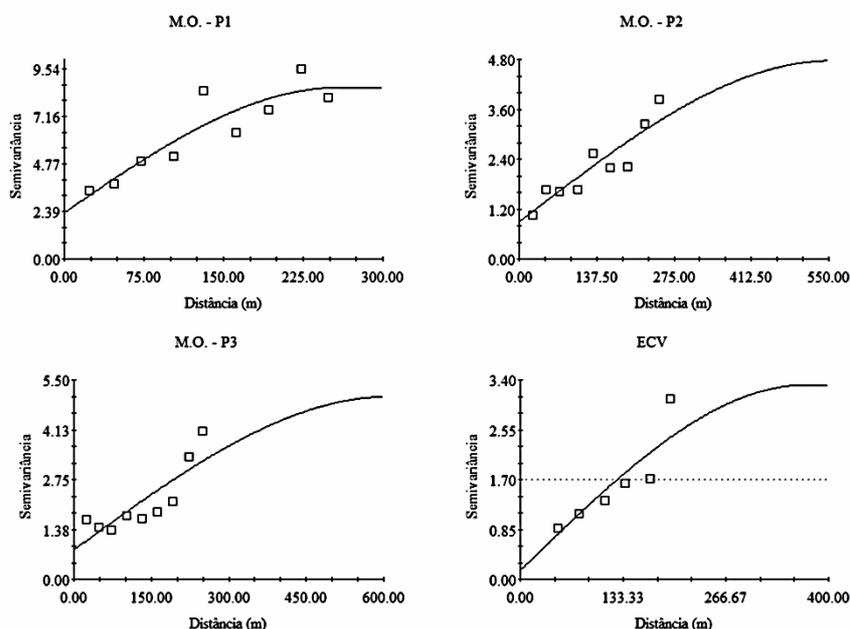


Figura 2 Semivariogramas isotrópicos para as variáveis em estudo e seus modelos espaciais ajustados.

Tabela 2 Parâmetros dos modelos espaciais ajustados para as variáveis em estudo (Co: Efeito Pepita; Co+C: Patamar; Ao: Alcance prático; C/(Co+C):

Contribuição) e medidas de qualidade do ajuste ( $R^2$ : Coeficiente de Determinação; SQR: Soma de Quadrados do Resíduo).

Variável	Modelo	Co	Co+C	Ao	C/Co+C	$R^2$	SQR
M.O. (P1)	Esférico	2,32	5,594	257,4	0,59	0,82	6,78
M.O. (P2)	Esférico	0,88	4,77	555,9	0,82	0,83	1,03
M.O. (P3)	Esférico	0,81	5,038	610,9	0,84	0,69	2,19
ECV	Esférico	0,15	3,31	369,6	0,95	0,77	0,709

Segundo Rumpel e Kogel-Kanber (2010) em um perfil de solo, a heterogeneidade espacial da distribuição de matéria orgânica ocorre tanto no sentido horizontal quanto no vertical. Assim, os compostos de M.O. não são distribuídos aleatoriamente, mas mais provavelmente associados com a estrutura do solo. Ainda segundo esses autores, três principais processos de incorporação de matéria orgânica no solo em profundidade foram identificados como sendo responsáveis pela distribuição espacial de compostos orgânicos: (1) fluxo preferencial de carbono orgânico dissolvido, (2) comportamento das raízes das plantas e (3) transporte de matéria orgânica por bioturbação. Sendo assim, o próprio mecanismo que leva a matéria orgânica para regiões mais profundas do solo condiciona a estrutura de dependência espacial além de favorecer o acúmulo desta nas áreas mais superficiais.

As contribuições dos modelos espaciais para M.O. cresceram conforme aumentou-se a profundidade, com maior dependência espacial em P3. Além dos processos de incorporação da matéria orgânica, distribuição da matéria orgânica geralmente está relacionada a outros fatores como o relevo, textura e tipo de material de origem do solo do local em questão (ZHANG et al., 2012), sendo assim, nas camadas mais profundas onde a textura é mais heterogênea e o solo mais jovem e com pouca matéria orgânica, há tendência à distribuição mais agregada da M.O. aumentando a dependência espacial do processo. Além disso, as camadas superficiais do solo são menos estáveis e estão sujeitas a intempéries, impactos e fenômenos estocásticos que ocorrem no ambiente florestal, como abertura de clareiras, eventuais incêndios,

trilhas, pisoteio de gado, o que pode causar alterações locais nas características do solo, diminuindo o grau de dependência espacial.

Em florestas tropicais, existe estreita relação entre o carbono estocado na vegetação e matéria orgânica presente nos solos, sendo que a destruição de uma floresta primária ou o processo de impactos que transforma uma floresta primária em secundária causa rápida perda de biomassa que é acompanhada por perda de carbono do solo (DON; SCHUMACHER; FREIBAUER, 2011). Tal relação pode ser observada nos mapas de interpolação por krigagem ordinária gerados a partir dos modelos espaciais selecionados para cada variável (Figura 3). As regiões de menor estoque de carbono na vegetação, em geral, coincidem com menores teores de M.O., principalmente em P2 e P3 ao passo que as regiões com menor teor de matéria orgânica ao sul da bacia coincidem com baixo estoque de carbono na vegetação.

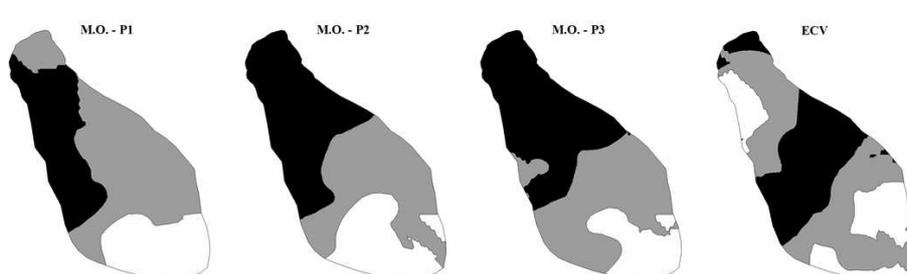


Figura 3 Krigagem Ordinária da M.O. em três profundidades na área de estudo e do carbono presente no fuste das árvores. (Tons mais claros nos mapas representam menores médias de teor de M.O. no solo e ECV e tons mais escuros representam regiões com maiores médias de M.O. no solo e ECV).

A correlação visual observada nos mapas de krigagem ordinária também é comprovada pela correlação de Pearson entre essas variáveis (Tabela 3) e pelo semivariograma cruzado (Figura 4), o qual indica se a variabilidade de uma variável é acompanhada pela variabilidade de outra. Nesse semivariograma cruzado, a co-variável utilizada na estimativa do ECV foi a M.O. na profundidade de 0-20 cm.

Tabela 3 Correlação de Pearson entre a variável M.O. - P1 e as demais variáveis, com destaque para a correlação desta variável com o ECV.

	M.O. - P1
M.O. - P2	0,78
M.O. - P3	0,44
ECV	<b>0,42</b>

A forma obtida para o gráfico do semivariograma cruzado experimental tem significado diferente do obtido pelo semivariograma simples. Nele, o alcance representa a distância máxima da dependência espacial entre as duas variáveis em estudo e o patamar, se existir, deve aproximar-se do valor da covariância entre duas variáveis (SILVA et al., 2003).

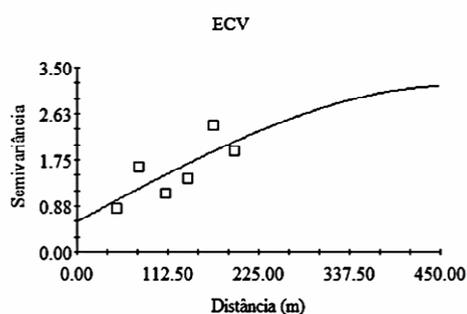


Figura 4 Semivariograma cruzado isotrópico do estoque de carbono da vegetação, utilizando em todos os casos M.O. em P1 como co-variável.

O modelo espacial selecionado para o semivariograma cruzado foi o Esférico. A utilização da co-variável M.O. em P1 para a análise do estoque de carbono na vegetação, levou a um alcance alto mostrando alta distância máxima de dependência espacial entre as variáveis, e patamar mais baixo que o do semivariograma de ECV, refletindo a covariância entre as variáveis analisados. As medidas de qualidade de ajuste também refletem a magnitude da correlação existente entre variável primária e co-variável (Tabela 4).

Tabela 4 Parâmetros do modelo espacial ajustado ao semivariograma cruzado do estoque de carbono da vegetação tendo como co-variável M.O. - P1 (Co: Efeito Pepita; Co+C: Patamar; Ao: Alcance prático; C/Co+C): Contribuição e medidas de qualidade do ajuste ( $R^2$ : Coeficiente de Determinação; SQR: Soma de Quadrados do Resíduo).

Var.	Modelo	Co	Co+C	Ao	C/Co+C	$R^2$	SQR
ECV	Esférico	0,58	3,16	468,8	0,82	0,59	0,66

A validação cruzada mostra a relação entre valores reais e estimados pelos modelos espaciais por meio de uma equação linear simples (reta). Espera-se que quanto mais próxima de uma reta que passe pela origem (intercepto igual a 0) e com coeficiente angular igual a 1, menores serão os desvios entre as observações reais e as estimadas pela krigagem e cokrigagem. Os semivariogramas apresentaram melhores coeficientes de determinação ( $R^2$ ) nas retas de validação cruzada e coeficientes com menores erros padrões que o semivariograma cruzado (Tabela 5).

Segundo Viola et al. (2010), para que se obtenham bons resultados com a cokrigagem, é necessário que alterações no comportamento da variável secundária possam explicar, ao menos parcialmente, alterações na variável primária, ou seja, que haja correlação entre as mesmas. No presente estudo, a correlação entre ECV e a co-variável utilizada (M.O. em P1) parece ser fraca para refletir em melhorias na estimativa.

Tabela 5 Estatísticas de precisão oriundas das validações cruzadas produzidas pela krigagem ordinária e cokrigagem.

Variável	Coefficiente Angular	Erro Padrão	$R^2$	Intercepto	Erro Padrão
M.O. - P1	0,83	0,29	0,27	1,05	2,21
M.O. - P2	0,62	0,34	0,13	1,78	1,43
M.O. - P3	0,66	0,31	0,17	1,14	1,32
ECV	0,89	0,34	0,40	0,18	1,01
ECV	0,06	0,1	0,04	1,51	1,28

É importante lembrar que a quantidade de carbono na vegetação, é resultado da interação de muitos outros condicionantes, bióticos e abióticos, além do teor de M.O. no solo, o que resulta em grande variabilidade

espacial. Essa grande variabilidade pode não ter sido adequadamente captada pelo desenho amostral utilizado nesse trabalho, no qual, ECV foi a variável com menor número de unidades amostrais. Algo semelhante ocorre com o teor de M.O. no solo, o qual varia com, dentre outros fatores, o clima, tipo e idade da vegetação, textura e regime de saturação hídrica do solo. Portanto, apesar da relação existente entre estoque de carbono da vegetação e matéria orgânica do solo, deve-se ter em mente que os processos que os caracterizam envolvem muitas outras variáveis e que a utilização de apenas uma dessas variáveis na estimativa da outra pode não ser satisfatória, resultando em muita variação não explicada.

O mapa de cokrigagem (Figura 5) apresentou padrões semelhantes aos mapas de krigagem ordinária apesar do maior detalhamento conferido pelo mapa de krigagem, conforme apresentado anteriormente. A amostragem de M.O. superficial é mais fácil e mais barata e suas informações podem ser utilizadas como auxiliares na estimativa do estoque de carbono da vegetação provando ser uma alternativa razoável para quando não há recursos suficientes para coleta de amostras na vegetação. Quando as variáveis são amostradas em espaçamento e intensidade diferentes, pode haver pontos onde apenas a variável auxiliar é medida. Para estes pontos, o valor da variável primária pode ser estimado por meio da variável auxiliar. Com esta vantagem em mente, se pode desenhar esquemas de amostragem que envolvam ambas as variáveis, em densidades de amostragem bem diferentes, de acordo com o grau de dependência espacial encontrado e a dificuldade de medição.



Figura 5 Mapa de cokrigagem do carbono presente no fuste das árvores com a M.O. em P1. (Tons mais claros nos mapas representam menores médias de ECV e tons mais escuros representam regiões com maiores médias de ECV).

#### 4 CONCLUSÕES

1. Todas as variáveis se apresentaram estruturadas espacialmente. O modelo espacial selecionado para todos os casos foi o Esférico. Os mapas de krigagem permitiram visualizar o comportamento espacial das variáveis na área;
2. O estoque de carbono da vegetação se mostrou correlacionado com a co-variável M.O. em P1. Embora o uso de M.O. como co-variável não tenha trazido ganhos nas estimativas, as mesmas são satisfatórias. Aparentemente, salvas as questões de intensidade amostral, quanto mais correlacionadas estiverem as variáveis melhores resultados na cokrigagem. Os mapas de krigagem e cokrigagem de ECV conservaram os mesmos padrões. Em situação de subamostragem de ECV, M.O. em P1 pode ser utilizada com variável auxiliar na estimativa delas.

#### AGRADECIMENTOS

O presente contou com recursos do CNPq (Edital Universal 2009, Processo 471688/2009-6 – “Balanço hídrico e qualidade de água em

microbacia hidrográfica ocupada por Mata Atlântica na Serra da Mantiqueira, MG”) e FAPEMIG (Edital Universal 2008, APQ – 00942-08 – “Balanço hidrológico e produção de água numa bacia hidrográfica no ambiente da Serra da Mantiqueira, MG”).

## REFERÊNCIAS

BECHTOLD, J. S.; NAIMAN, R. J. A quantitative model of soil organic matter accumulation during floodplain primary succession. **Ecosystems**, New York, v. 12, n. 8, p. 1352-1368, Nov. 2009.

CAMBARDELLA, C. A. et al. Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 58, n. 2, p. 1501-1511, 1994.

CUNHA, G. M. et al. Biomassa e estoque de carbono e nutrientes em florestas montanas da Mata Atlântica na região norte do Estado do Rio de Janeiro. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, MG, v. 33, n. 5, p. 1175-1185, 2009.

DON, A.; SCHUMACHER, J.; FREIBAUER, A. Impact of tropical land-use change on soil organic carbon stocks: a meta-analysis. **Global Change Biology**, Oxford, v. 17, n. 4, p. 1658-1670, Apr. 2011.

ENVIRONMENTAL SYSTEMS RESEARCH INSTITUTE. **ArcGIS professional: GIS for desktop**. Versão 9.3. Redlands, 2006. Software.

MATA, J. D. V. da et al. Relação entre produtividade e resistência à penetração em área irrigada por pivô central, sob dois sistemas de preparo. **Acta Scientiarum**, Maringá, v. 21, n. 3, p. 519-525, 1997.

MENEZES, M. D. et al. Levantamento pedológico e sistema de informações geográficas na avaliação do uso das terras em sub-bacia hidrográfica de Minas Gerais. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 33, n. 6, p. 1544-1553, nov./dez. 2009.

RIBEIRO, S. C. et al. Quantificação de biomassa e estimativa de estoque de carbono em uma capoeira da Zona da Mata Mineira. **Revista Árvore**, Viçosa, MG, v. 34, n. 3, p. 495-504, maio/jun. 2010.

ROBERTSON, G. P. **GS+**: geostatistics for the environmental sciences: GS+ user's guide. Plainwell: Gamma Design Software, 1998. 152 p.

RUMPEL, C.; KÖGEL-KNABNER, I. Deep soil organic matter: a key but poorly understood component of terrestrial C cycle. **Plant and Soil**, The Hague, v. 338, n. 1/2, p. 143-158, May 2010.

SCOLFORO, J. R.; OLIVEIRA, A. D.; ACERBI JÚNIOR, F. W. (Ed.). **Inventário florestal de Minas Gerais**: equações de volume, peso de matéria seca e carbono para diferentes fisionomias da flora nativa. Lavras: UFLA, 2008. 169 p.

SILVA, E. A. A. da et al. Um estimador robusto e o semivariograma cruzado na análise de variabilidade espacial de atributos de solo e planta. **Acta Scientiarum. Agronomy**, Maringá, v. 25, n. 2, p. 365-371, 2003.

SILVA, R. C. et al. Alterações nas propriedades químicas e físicas de um chernossolo com diferentes coberturas vegetais. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, MG, v. 31, n. 1, p. 101-107, jan./fev. 2007.

TRUMBORE, S. E.; CZIMCZIK, C. I. An uncertain future for soil carbon. **Science**, New York, v. 321, n. 5895, p. 1455-1456, Sept. 2008.

VIOLA, M. R. et al. Métodos de interpolação espacial para o mapeamento da precipitação pluvial. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 14, n. 9, p. 970-978, 2010.

WOJCIECHOWSKI, J. C. et al. Geoestatística aplicada ao estudo das características físico-químicas do solo em áreas de floresta estacional decidual. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 19, n. 4, p. 383-391, 2009.

WU, C. et al. Spatial estimation of soil total nitrogen using cokriging with predicted soil organic matter content. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 73, n. 5, p. 1676-1677, 2009.

ZHANG, S. et al. Geoderma spatial prediction of soil organic matter using terrain indices and categorical variables as auxiliary information. **Geoderma**, Amsterdam, v. 171/172, p. 35-43, 2012.

## **CONTINUIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS DO SOLO EM UM REMANESCENTE DE MATA ATLÂNTICA NA SERRA DA MANTIQUEIRA, MG.**

**RESUMO:** A caracterização espacial de atributos do solo é fundamental para o entendimento de ecossistemas florestais. O objetivo deste trabalho foi desenvolver um estudo geoestatístico de atributos químicos e físicos do solo em três profundidades (D1 – 0-20 cm; D2 – 20-50 cm; D3 – 50-100 cm), em uma Microbacia Hidrográfica Experimental inteiramente coberta por Mata Atlântica, na região Serra da Mantiqueira, Minas Gerais. Todas as variáveis consideradas apresentaram estrutura de dependência espacial nas três profundidades, sendo que os maiores graus de dependência espacial foram observados para pH nas três profundidades, capacidade de troca de cátions potencial do solo em D3, matéria orgânica do solo em D1 e D3 e argila e densidade do solo em D2. O método mais utilizado para ajuste foi o da Máxima Verossimilhança e o modelo mais selecionado foi o Exponencial. Além disso, os mapas de krigagem permitiram boa visualização da distribuição espacial das variáveis.

**Palavras-chave:** Mata Atlântica. Variabilidade Espacial. Atributos do solo.

**ABSTRACT:** (SPATIAL CONTINUITY OF SOIL ATTRIBUTES IN AN ATLANTIC FOREST REMNANT IN THE MANTIQUEIRA RANGE, MG) The spatial characterization of soil attributes is fundamental for the understanding of forest ecosystems. The objective of this work was to develop a geostatistical study of chemical and physical soil attributes at three depths (D1 – 0-20 cm; D2 – 20-50 cm; D3 – 50-100 cm), in an Experimental Hydrographic Micro-catchment entirely covered by Atlantic Forest, in the Mantiqueira Range region, Minas Gerais. All the considered variables presented spatial dependence structure in the three depths, and the largest degrees of spatial dependence were observed for pH in the three depths, soil cation exchange capacity potential in D3, soil organic matter in D1 and D3 and clay and soil bulk density in D2. The method most used for the adjustments of semi-variogram models was the Maximum Likelihood and the most selected model was the Exponential. Furthermore, the ordinary kriging maps allowed good visualization of the spatial distribution of the variables.

**Key words:** Atlantic Forest. Spatial Variability. Soil Attributes.

### **1 INTRODUÇÃO**

Um dos principais objetivos dos estudos de ecologia e manejo de florestas nativas tem sido investigar as relações existentes entre a distribuição e o crescimento das populações de espécies arbóreas e as variáveis ambientais que possam afetar tais processos.

No entanto, essas relações são constantemente afetadas pelo homem. O processo de desmatamento e perda de diversidade da Mata Atlântica, por exemplo, possui causas e dinâmica complexas, historicamente impulsionadas por um sistema desigual de posse da terra e por relações comerciais locais, nacionais e internacionais (GALINDO-LEAL; CÂMARA, 2003), que resultaram em paisagens humanas modificadas ou antropogênicas na forma de agro-mosaicos (TABARELLI et al., 2010).

As florestas nativas da Serra da Mantiqueira estão inseridas em agro-mosaicos com diferentes usos do solo, sendo atualmente a maior parte das florestas restritas a áreas em topos de morro e em altas elevações, as quais são inadequadas para a agricultura (RIBEIRO; FREITAS, 2010). Para essas florestas, como em qualquer outro ecossistema, o solo é componente fundamental. Os solos funcionam como um sistema de apoio fundamental à vida no ecossistema e desempenham um papel vital na resiliência deste frente aos impactos produzidos por possíveis mudanças climáticas, ou seja, muito mais que um grande reservatório de carbono, o solo funciona como mediador da produtividade e sustentabilidade do ambiente (RUMPEL; KOGEL-KNABNER, 2009) e merece ser intensamente estudado.

Tendo em vista a importância do solo, a complexidade das suas relações com os demais componentes do ecossistema e a certeza de que os ecossistemas apresentam variabilidade espacial e temporal em características bióticas e abióticas (MUMMEY et al., 2010), uma das abordagens mais apropriadas para se caracterizar variáveis do solo é a análise espacial por meio da geoestatística baseada em modelo, a qual se apresenta como alternativa aos procedimentos estatísticos clássicos que assumem independência entre amostras (MELLO et al., 2009).

Os atributos do solo não são aleatoriamente distribuídos dentro dos ecossistemas ou na paisagem e constituem-se de variáveis regionalizadas. Assim, algumas amostras de solo são mais similares que outras baseadas na distância separando suas posições. Reconhecer essa variação espacial é necessário para melhor entender a distribuição espacial de plantas e fazer estimativas mais precisas das propriedades do solo (GONZALEZ; ZAK, 1994).

Essa necessidade de compreensão do comportamento espacial de elementos de um ecossistema, como vegetação, matéria orgânica, bem como outros atributos do solo, tem condicionado a utilização de vários métodos de predição espacial, partindo de pontos amostrais para a construção de superfícies contínuas, variando desde mapas gerados por interpoladores determinísticos, como o Inverso da Distância Ponderada (MUELLER et al., 2004; ROBINSON; METTERNICHT, 2006) e métodos geoestatísticos abrangentes, como Krigagem Ordinária (SOUZA et al., 2004; HUANG et al., 2005; GOMES et al., 2007; ZANÃO JUNIOR et al., 2010; ALVARES et al., 2011), Krigagem em blocos (SØE; BUCHMANN, 2005), simulação sequencial gaussiana (TEIXEIRA et al., 2011) até métodos mais sofisticados como krigagem por regressão (LI, 2010) e geoestatística baseada em modelo linear misto (NIAZI et al., 2011).

Mesmo diante de tantos estudos, pouco é sabido sobre a variabilidade espacial dos atributos do solo sob influência de florestas de montanhas, principalmente em camadas mais profundas. Nesse sentido, o objetivo desse trabalho foi fazer um estudo da variabilidade espacial de alguns atributos químicos e físicos do solo, fundamentais para o entendimento da dinâmica de ecossistemas florestais, em três profundidades, em uma Microbacia Experimental coberta por Mata Atlântica, na Serra da Mantiqueira, MG.

## **2 MATERIAL E MÉTODOS**

### Área de estudos e plano amostral

A área de estudo consiste em um remanescente de Mata Atlântica localizado em uma Microbacia Hidrográfica Experimental (MBHE) de 13,71 ha, próxima ao município de Bocaina de Minas, na região da Serra da Mantiqueira, sudeste de Minas Gerais, entre as coordenadas 22° 07' S e 22° 09' S de Latitude e 44° 26' W e 44° 29' W de Longitude (Figura 1). A MBHE possui clima super-úmido pela classificação de Thornthwaite, ou seja, com balanço hídrico altamente positivo ao longo de todo o ano e Cwb pela classificação de Köppen, com invernos frios e menos úmidos que os verões, que são amenos e mais chuvosos (MELLO et al., 2012). Consiste de uma das mais importantes regiões brasileiras que abrigam nascentes, sendo responsável pelas drenagens dos rios Grande e Aiuruoca, dentre outros.

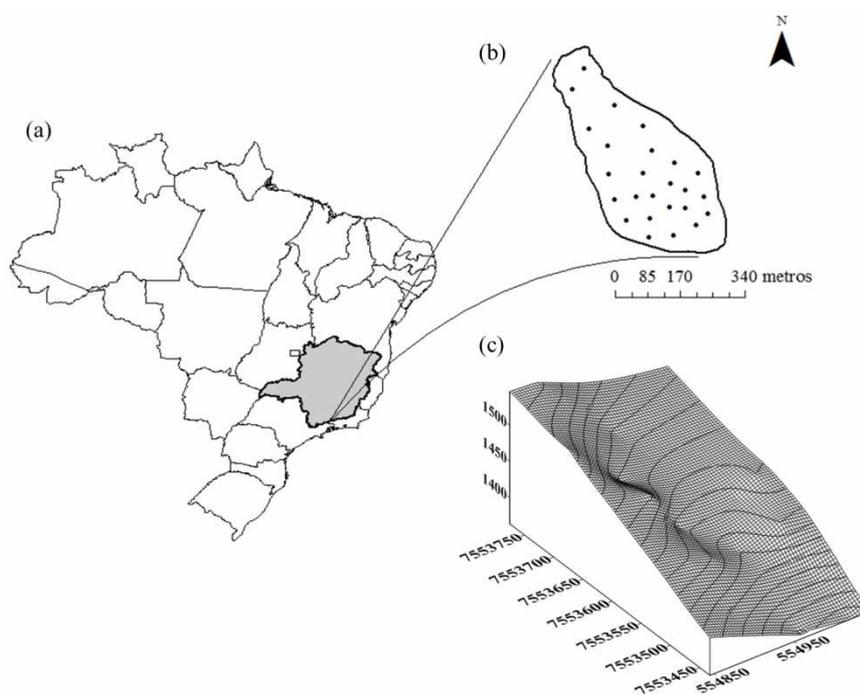


Figura 1 (a) Localização da área; (b) pontos de amostragem de solos e (c) representação da inclinação da área com isolinhas separadas por 10 m.

O solo dominante na MBHE é o Cambissolo Háplico Distrófico (MENEZES et al., 2009), cujo material de origem é o granito-gnaiss, com profundidade classificada com moderadamente profundo (<1,5 m). Amostras de solo foram coletadas em 25 pontos da MBHE para análise química e física, conforme protocolo proposta pela EMBRAPA (1999), nas profundidades: 0-20 cm (D1), 20-50 cm (D2) e 50-100 cm (D3). Os atributos estudados foram: pH, capacidade de troca de cátions potencial do solo (CE), matéria orgânica (OM) e argila (Clay), por incorporarem grande quantidade de informação sobre a qualidade do solo em um só valor (SKOPURA et al., 2012) além de densidade do solo (Density), seguindo o mesmo critério.

### **Análises geoestatísticas**

Foi efetuado um estudo exploratório das variáveis trabalhadas, no qual foi possível analisar a tendência das variáveis em função da longitude e da latitude. Além disso, foi possível observar o comportamento dos dados relacionados à forma, à distribuição e à tendência central (normalidade), conforme Mello et al. (2008).

Após a análise exploratória, foi realizada transformação logarítmica dos dados das variáveis a fim de reduzir a amplitude dos mesmos e o efeito de dados discrepantes, visando à melhoria nos ajustes. Então, aplicou-se o estudo variográfico com base no semivariograma experimental, para as variáveis consideradas nas três profundidades. O semivariograma é a ferramenta geoestatística que mostra a natureza estrutural de um conjunto de dados da variável regionalizada e é definido a partir da comparação de valores tomados simultaneamente em dois pontos, segundo uma determinada distância.

Seguem-se ao semivariograma experimental, os ajustes dos modelos espaciais teóricos. No presente caso, foram ajustados os modelos exponencial (EXP), esférico (SPH) e gaussiano (GAU), pelos métodos

Mínimos Quadrados Ordinários (OLS), Mínimos Quadrados Ponderados (WLS) e Máxima Verossimilhança (ML), para cada atributo e em cada profundidade. Os modelos foram selecionados utilizando-se o critério da Validação Cruzada, o qual possibilita o cálculo de estatísticas de precisão e tem como princípio a remoção de um dado (observação) conhecido e sua posterior reestimativa com o modelo gerado pelos dados remanescentes (PEI et al., 2010). Em caso de erros muito próximos, foram considerados também o maior Grau de Dependência Espacial e o aspecto visual do modelo no semivariograma (método “eyefit”). O Grau de Dependência Espacial (SDD) consiste da razão entre a variância estrutural (contribuição) e o patamar (contribuição + efeito pepita) e é normalmente tratado em termos de porcentagem da semivariância que é explicada pelo modelo (MELLO et al., 2008). Os modelos espaciais selecionados permitiram fazer a interpolação por krigagem ordinária de cada variável em cada uma das profundidades analisadas.

As análises geoestatísticas foram realizadas com o pacote geoR (RIBEIRO-JUNIOR; DIGGLE, 2001) na plataforma R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2010) e os mapas finais no ArcGis (ESRI, 2008) e Surfer 7.0 (Golden Software, 1999).

### **3 RESULTADOS E DISCUSSÃO**

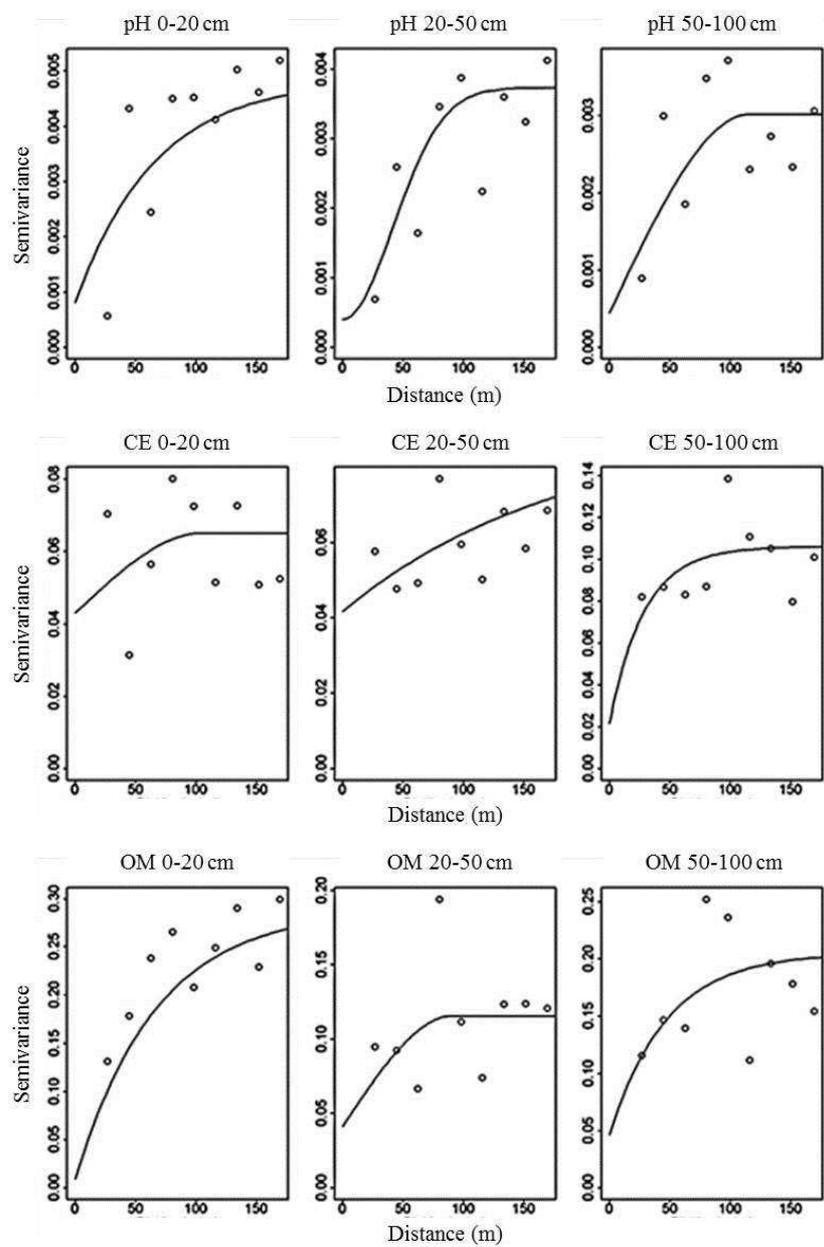
#### **Comportamento espacial dos atributos do solo na MBHE**

Os valores médios dos atributos do solo nas 3 profundidades apontam aumento do pH, argila e densidade do solo, e redução de CE e matéria orgânica com aumento da profundidade (Tabela 1). As variáveis analisadas apresentaram tendência central (distribuição aproximadamente normal) e dependência espacial nas profundidades consideradas (Figura 2).

Tabela 1 Valores médios e medidas de dispersão dos atributos do solo nas 3 profundidades.

	D1			D2			D3		
	M	SD	CV%	M	SD	CV%	M	SD	CV%
<b>pH</b>	4.53	0.32	7	4.73	0.29	6.06	4.87	0.27	5.48
<b>CE</b>	12.27	3.32	27.03	8.15	2.36	28.94	6.63	2.34	35.22
<b>OM</b>	6.08	2.58	42.47	4.58	1.53	33.44	3.43	1.45	42.45
<b>Clay</b>	27.46	4.51	16.43	29.92	7.5	25.07	30.96	8.83	28.54
<b>Density</b>	0.81	0.18	21.71	0.96	0.3	30.69	1.11	0.31	28.21

(pH = pH do solo [H<sub>2</sub>O]; CE = capacidade de trocas de cátions potencial [cmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup>]; OM = material orgânica do solo [dag.kg<sup>-1</sup>]; Clay = teor de argila do solo [%]; Density = densidade do solo [kg.dm<sup>-3</sup>]; D1 = profundidade 0-20 cm; D2 = profundidade 20-50 cm; D3 = profundidade 50-100 cm; M = Média; SD= Desvio Padrão Amostral; CV= Coeficiente de Variação)



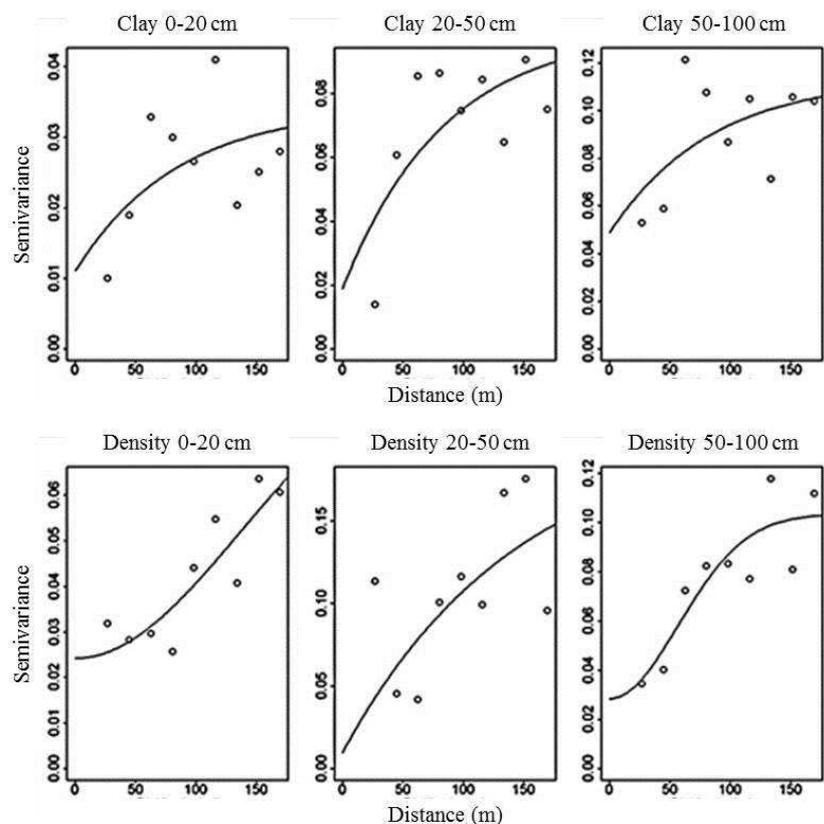


Figura 2 Semivariogramas experimentais das variáveis estudadas e os modelos ajustados. (pH = pH do solo [H<sub>2</sub>O]; CE = capacidade de trocas de cátions potencial [cmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup>]; OM = material orgânica do solo [dag.kg<sup>-1</sup>]; Clay = teor de argila do solo [%]; Density = densidade do solo [kg.dm<sup>-3</sup>]; 0-20 cm = profundidade do solo 0-20 cm; 20-50 cm = profundidade do solo 20-50 cm; 50-100 cm = profundidade do solo 50-100 cm)

Na Tabela 2 estão apresentados os parâmetros dos modelos selecionados bem como os respectivos métodos de ajuste para os atributos do solo trabalhados e as estatísticas de precisão e do grau de dependência espacial obtidos.

Tabela 2 Parâmetros dos modelos espaciais selecionados para as variáveis provenientes da análise química e textural das 3 profundidades.

Var.	Dpth.	Met.	Mod.	NE	C	R	QF	CV	SDD
pH	1	ML	EXP	0.0008	0.004	65.76	33.29	0.05	83.33
pH	2	ML	GAU	0.0004	0.0033	58.61	38.75	0.2	89.19
pH	3	ML	SPH	0.0004	0.0026	116.27	38.59	0.11	86.67

<b>CE</b>	1	ML	SPH	0.04	0.02	105.51	-0.91	0.01	33.95
<b>CE</b>	2	ML	EXP	0.04	0.05	182.47	-1.6	0	54.13
<b>CE</b>	3	WLS	EXP	0.02	0.08	28.55	0.06	0	79.74
<b>OM</b>	1	ML	EXP	0.01	0.28	66.63	-14.34	-0.07	96.81
<b>OM</b>	2	WLS	SPH	0.04	0.07	91.51	0.2	-0.01	64.45
<b>OM</b>	3	ML	EXP	0.05	0.16	47	-13.26	-0.03	77.4
<b>Clay</b>	1	OLS	EXP	0.01	0.02	84.17	0	-0.09	67.64
<b>Clay</b>	2	OLS	EXP	0.02	0.08	84.12	0	-0.26	81.18
<b>Clay</b>	3	OLS	EXP	0.04	0.07	84.11	0	-0.08	63.64
<b>Density</b>	1	WLS	GAU	0.02	0.07	194.02	0.01	-0.04	74.55
<b>Density</b>	2	WLS	EXP	0.01	0.2	145.51	0.22	0.05	95.35
<b>Density</b>	3	WLS	GAU	0.03	0.08	79.84	0.03	-0.1	72.53

(pH = pH do solo [H<sub>2</sub>O]; CE = capacidade de trocas de cátions potencial [cmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup>]; OM = material orgânica do solo [dag.kg<sup>-1</sup>]; Clay = teor de argila do solo [%]; Density = densidade do solo [kg.dm<sup>-3</sup>]; Var = Variável; Dpth. = Profundidade; Met. = Método de Ajuste; Mod. = Modelo teórico ajustado; NE = Efeito Pepita; C = Contribuição; R = Alcance; QF = Medida de Qualidade do Ajuste, sendo Soma de Quadrados dos Resíduos para OLS, Soma de Quadrados dos Resíduos Ponderados para WLS e Máxima log-Verossimilhança para ML; CV = Erro gerado pela Validação Cruzada; SDD= Grau de Dependência Espacial; OLS = Mínimos Quadrados Ordinários; WLS = Mínimos Quadrado Ponderados; ML = Máxima Verossimilhança)

O modelo mais selecionado foi o Exponencial (9 vezes), seguido por Gaussiano (3 vezes) e Esférico (3 vezes). Segundo Cambardella et al. (1994), propriedades do solo comumente são ajustadas aos modelos esférico e exponencial, sendo que o modelo exponencial não possui um valor de alcance finito, mas para fins práticos, há um ponto a partir do qual a semivariância para de aumentar (WEBSTER, 1985; CABARDELLA et al., 1994) e este é então o alcance a ser considerado.

Os maiores graus de dependência espacial (>75%) foram encontrados para as variáveis pH em todas as profundidades, CE em D3 e matéria orgânica em D1 e D3 e argila e densidade em D2. A densidade amostral utilizada nesse trabalho captou dependência espacial mais baixa para CE em D1 e D2 (SDD<50%). A baixa correlação entre as observações efetuadas em diferentes pontos mostra que a variância da variável regionalizada é

pouco afetada pela distância que separa os pontos observados, embora essas variáveis possam ter dependência espacial maior em outras escalas.

Segundo Cambardella et al. (1994) atribui-se a forte dependência espacial das características químicas e físicas do solo aos fatores intrínsecos como textura e mineralogia do solo, e a fraca dependência aos fatores extrínsecos, como manejo e impactos. A área de estudos apresenta diferentes graus de impactos: trilhas, presença de gado e clareiras em diferentes “setores” da mata, ou seja, uma situação razoavelmente antropizada. A área mais baixa da mata (altitudes entre 1360 e 1400 m) apresenta mais impactos, com a área mais alta (altitudes entre 1480 e 1550 m) em melhor estado de conservação. Esses diferentes tipos e graus de impactos juntamente com efeito do relevo, que é muito acidentado, podem mascarar a estrutura espacial das variáveis estudadas na escala em questão.

### **Mapeamento dos atributos do solo e sua relação com a Mata Atlântica**

Os modelos espaciais selecionados permitiram a realização da interpolação geoestatística por Krigagem Ordinária das variáveis estudadas para as três profundidades consideradas (Figura 3).

O comportamento dos atributos do solo ao longo das diferentes profundidades está associado tanto aos aspectos pedológicos de formação dos Cambissolos da Serra da Mantiqueira (MENEZES et al., 2009) quanto da influência da cobertura florestal da Mata Atlântica. A partir da observação dos mapas de krigagem é possível notar que, em todas as profundidades, regiões de menor pH (solos mais ácidos) coincidem com as regiões de maior CE conhecida como capacidade de troca de cátions potencial do solo. Essas regiões também coincidem com as de maiores teores de matéria orgânica e níveis intermediários de argila.

O comportamento da densidade do solo foi o que mais apresentou diferenças espaciais entre as profundidades. Superficialmente, os solos são mais densos nas regiões mais altas e em uma pequena porção da região mais

baixarefletindo as condições de relevo e depósito de matéria orgânica, mas em profundidade eles são mais densos nas regiões mais baixas, próximas ao curso d'água existente na área e menos densos nas regiões mais altas.

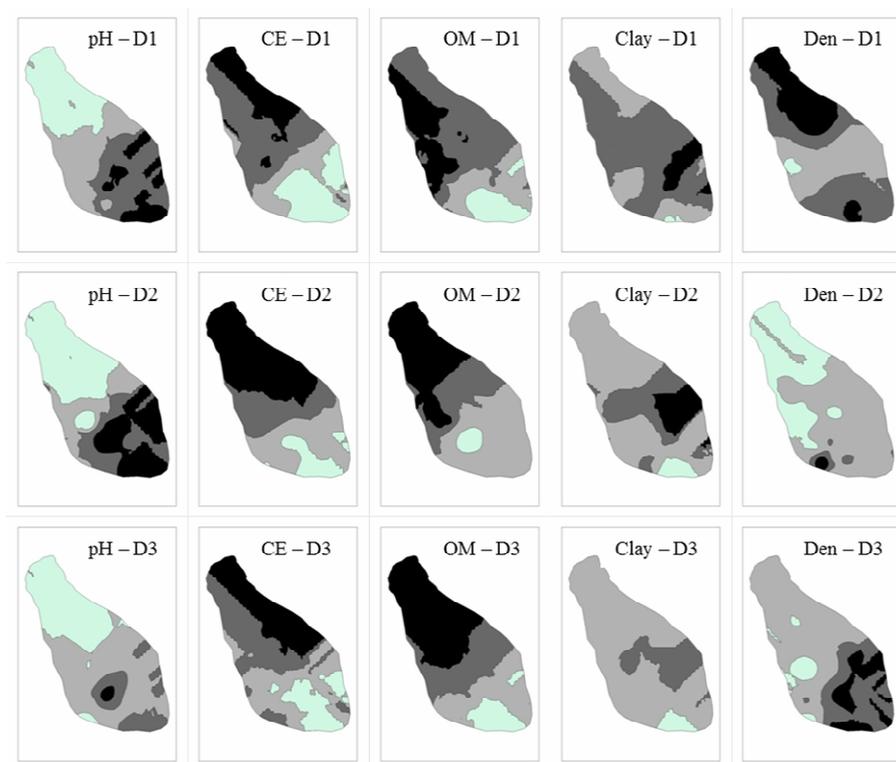


Figura 3 Mapas de krigagem ordinária das variáveis analisadas. Tons mais claros indicam valores médios menores e tons mais escuros valores médios maiores. (pH = pH do solo [H<sub>2</sub>O]; CE = capacidade de trocas de cátions potencial [cmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup>]; OM = material orgânica do solo [dag.kg<sup>-1</sup>]; Clay = teor de argila do solo [%]; Density = densidade do solo [kg.dm<sup>-3</sup>]; D1 = profundidade 0-20 cm; D2 = profundidade 20-50 cm; D3 = profundidade 50-100 cm; M = Média; SD = Desvio Padrão Amostral; CV= Coeficiente de Variação)

Segundo Dias et al. (2003), florestas em condições estáveis em regiões de maior altitude e sob alta precipitação média podem favorecer o acúmulo de matéria orgânica quando os solos possuem textura média ou argilosa e suficiente biomassa vegetal. Em consequência, verifica-se expressiva acidificação do solo, conforme indicado pelos valores mais baixos de pH nas regiões de maior acúmulo de matéria orgânica. Maiores teores de argila e

matéria orgânica juntos apresentam um balanço de cargas negativas no solo e, portanto, maior poder para reter cátions (LOPES; GUILHERME, 2004), o que aumenta CTC potencial (CE).

Além de influenciar a acidez e a capacidade de troca de cátions do solo, a matéria orgânica tem papel fundamental na ciclagem de nutrientes e na distribuição espacial destes. A serrapilheira é a principal via de transferência de nutrientes das plantas ao solo em ecossistemas florestais (CUNHA et al., 1993), atuando principalmente na transferência de carbono, nitrogênio, fósforo e cálcio (COLE; RAPP, 1980) e afetando a atividade microbiana no solo (KAISER et al., 2010; MUMMEY et al., 2010). Sendo assim, a matéria orgânica ajuda a garantir a sustentabilidade do ecossistema florestal oferecendo condições para que haja formação de fluxos preferenciais no perfil do solo e, portanto, boas condições para recarga subterrânea e armazenamento de água, além contribuir para a proteção do solo contra os impactos diretos de chuvas intensas (MENEZES et al., 2009).

Na Serra da Mantiqueira, fragmentos de matas ocorrem sobre solos mais espessos (cerca de 1 m ou mais de profundidade) e pouco arenosos, cuja mineralogia é predominantemente gibbsítica, que parecem ser relíquias de um manto de intemperismo mais profundo que cobriu estas áreas no passado (BENITES et al., 2003) e que com a proteção da cobertura florestal aos processos erosivos culmina numa tendência a maiores proporções de argila.

Por fim, a contribuição da vegetação em relação aos nutrientes e características físicas do solo deve ser considerada especialmente quando as áreas florestais são impactadas. Destaca-se que, em caso de desmatamento, em grande ou pequena escala, juntamente com os nutrientes, também o carbono é removido, podendo influenciar a matéria orgânica do solo nesses locais (MAFRA et al., 2008).

#### **4 CONCLUSÃO**

Todas variáveis estudadas apresentaram estrutura de dependência espacial em todas as profundidades, sendo que os maiores graus de dependência espacial e menores erros da validação cruzada foram encontrados na profundidade 20-50 cm. Os mapas de krigagem gerados permitiram melhor interpretação do comportamento das variáveis nas profundidades avaliadas.

## REFERÊNCIAS

ALVARES, C. A. et al. Spatial variability of physical and chemical attributes of some forest soils in southeastern of Brazil. **Scientia Agricola**, Piracicaba, v.68, n 6, p.697-705, 2011.

BENITES, V. M. et al Solos e vegetação nos complexos rupestres de altitude da Mantiqueira e do Espinhaço. **Floresta e Ambiente**, Seropédica, v.10, n.1, p.76-85, 2003.

CAMBARDELLA, C. A. et al. Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.58, n.2, p.1501-1511, 1994.

COLE, D. W.; RAPP, M. Elemental cycling in forest ecosystems. In: REICHLER, D. E. (ed.) **Dynamic Properties of Forest Ecosystems. IBP 23**. Cambridge Univ. Press, Cambridge, 1980, p.341-410.

CUNHA, G. C. et al. Dinâmica nutricional em floresta estacional decidual com ênfase aos minerais provenientes da deposição da serapilheira. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v.3, n.1, p.35-64, 1993.

DIAS, H. C. T. et al. Caracterização de solos altimontanos em dois transectos no Parque Estadual do Ibitipoca (MG). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.27, p.469-481, 2003.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – EMBRAPA. **Manual de métodos de análises de solo**. 2.ed. Rio de Janeiro, Centro Nacional de Pesquisa de Solos. 1997. 212 p.

ENVIRONMENTAL SYSTEMS RESEARCH INSTITUTE – ESRI. Inc. **ArcGIS Professional**: GIS for desktop, version 9.3. C.A. 2006.

GALINDO-LEAL, C.; CÂMARA, I. de G. **The Atlantic Forest of South America**: biodiversity status, threats, and outlook. São Paulo: SOS Mata Atlântica; Belo Horizonte: Conservação Internacional, 2005. 472 p.

GOMES, N. M. et al. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo associados ao uso e ocupação da paisagem. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.11, n.4, p.427-435, 2007.

GONZALEZ, O. J.; ZAK, D. R. Geostatistical analysis of soil properties in a secondary tropical dry forest, St. Lucia, West Indies. **Plant and Soil**, Berlin, v.163, p. 45-54, 1994.

HUANG, S. W. et al. Spatial variability of soil nutrients and influencing factors in a vegetable production area of Hebei Province in China. **Nutrient Cycling in Agroecosystems**, Dordrecht, v.75, n.1-3, p.201-212, jul. 2006.

KAISER, C. et al. Belowground carbon allocation by trees drives seasonal patterns of extracellular enzyme activities by altering microbial community composition in a beech forest soil. **New Phytologist**, Oxford, v.187, n.3, p.843-58, ago. 2010.

LI, Y. Can the spatial prediction of soil organic matter contents at various sampling scales be improved by using regression kriging with auxiliary information? **Geoderma**, Amsterdam, v.159, p.63-75, oct. 2010.

LOPES, A. S.; GUILUERME, L. R. G. Interpretação de análises de solo: Conceitos e aplicações. **ANDA - Associação Nacional para Difusão de Adubos**, São Paulo, Boletim Téc., Ed. revisada, p.48, 2004.

MAFRA, Á. L. et al. Carbono orgânico e atributos químicos do solo em áreas florestais. **Revista Árvore**, Viçosa, v.32, n.2, p.217-224, 2008.

MELLO, C. R. et al. Continuidade espacial de chuvas intensas no estado de Minas Gerais. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v.32, n.2, p.532-539, 2008.

MELLO, J. M. et al. Continuidade espacial para características dendrométricas (número de fustes e volume) em plantios de *Eucalyptus grandis*. **Revista Árvore**, Viçosa, v.33, n.1, p.185-194, 2009.

- MELLO, C. R. et al. Sea surface temperature (SST) and rainfall erosivity in the Upper Grande River Basin, Southeast Brazil. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v.36, p.53-59, 2012.
- MENEZES, M. D. et al. Dinâmica hidrológica de duas nascentes, associada ao uso do solo, características pedológicas e atributos físico-hídricos na sub-bacia hidrográfica do Ribeirão Lavrinha – Serra da Mantiqueira (MG). **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v.37, n.82, p.175- 184, 2009.
- MUELLER, T. G. et al. Map quality for ordinary kriging and inverse distance weighted interpolation. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.68, p.2042-2047, 2004.
- MUMMEY, D. L. et al. Spatial analysis reveals differences in soil microbial community interactions between adjacent coniferous forest and clearcut ecosystems. **Soil Biology and Biochemistry**, Buderim, v.42, n.7, p.1138-1147, jul. 2010.
- NIAZI, N. K.; BISHOP, T. F.A; SINGH, B. Evaluation of spatial variability of soil arsenic adjacent to a disused cattle-dip site, using model-based geostatistics. information? **Geoderma**, Amsterdam, v.159, p.63-75, oct. 2010.
- LOPES, A. S.; GUILUERME, L. R. G. Interpretação de análises de solo: Conceitos e aplicações. **ANDA - Associação Nacional para Difusão de Adubos**, São Paulo, Boletim Téc., Ed. revisada, p.48, 2004.
- MAFRA, Á. L. et al. Carbono orgânico e atributos químicos do solo em áreas florestais. **Revista Árvore**, Viçosa, v.32, n.2, p.217-224, 2008.
- MELLO, C. R. et al. Continuidade espacial de chuvas intensas no estado de Minas Gerais. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v.32, n.2, p.532-539, 2008.
- MELLO, J. M. et al. Continuidade espacial para características dendrométricas (número de fustes e volume) em plantios de *Eucalyptus grandis*. **Revista Árvore**, Viçosa, v.33, n.1, p.185-194, 2009.
- MELLO, C. R. et al. Sea surface temperature (SST) and rainfall erosivity in the Upper Grande River Basin, Southeast Brazil. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v.36, p.53-59, 2012.

MENEZES, M. D. et al. Dinâmica hidrológica de duas nascentes, associada ao uso do solo, características pedológicas e atributos físico-hídricos na sub-bacia hidrográfica do Ribeirão Lavrinha – Serra da Mantiqueira (MG). **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v.37, n.82, p.175-184, 2009.

MUELLER, T. G. et al. Map quality for ordinary kriging and inverse distance weighted interpolation. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.68, p.2042-2047, 2004.

MUMMEY, D. L. et al. Spatial analysis reveals differences in soil microbial community interactions between adjacent coniferous forest and clearcut ecosystems. **Soil Biology and Biochemistry**, Buderim, v.42, n.7, p.1138-1147, jul. 2010.

NIAZI, N. K.; BISHOP, T. F.A; SINGH, B. Evaluation of spatial variability of soil arsenic adjacent to a disused cattle-dip site, using model-based geostatistics. **Environmental Science & Technology**, Columbus, v.45, n.24, p.10463-70, dez. 2011.

PEI, T. et al. Mapping soil organic matter using the topographic wetness index: A comparative study based on different flow-direction algorithms and kriging methods. **Ecological Indicators**, Amsterdam, v.10, n.3, p.610-619, maio, 2010.

RIBEIRO, K. T.; FREITAS, L. Impactos potenciais das alterações no Código Florestal sobre a vegetação de campos rupestres e campos de altitude. **Biota Neotropica**, Campinas, v.10, n.4, p.239-246, 2010.

RIBEIRO JÚNIOR., P.J.; DIGGLE, P.J. GeoR: a package for geostatistical analysis. **R-news**, Vienna, v.1, n.2, p.15-18, 2001. R DEVELOPMENT CORE TEAM. **R: A language and environment for statistical computing**. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2003. Disponível em: [www.R-project.org](http://www.R-project.org)

ROBINSON, T. P.; METTERNICHT, G. Testing the performance of spatial interpolation techniques for mapping soil properties. **Computers and Electronics in Agriculture**, Amsterdam, v.50, n.2, p.97-108, fev. 2006.

RUMPEL, C.; KÖGEL-KNABNER, I. Deep soil organic matter - a key but poorly understood component of terrestrial C cycle. **Plant and Soil**, Bethlehem, v.338, n.1-2, p. 143-158, maio, 2010.

SKORUPA, A. L. A. et al. M. Propriedades de solos sob vegetação nativa em Minas Gerais: distribuição por fitofisionomia, hidrografia e variabilidade espacial. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.36, p.11-22, 2012.

SOUZA, Z. M. DE; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G. T. Variabilidade espacial da estabilidade de agregados e matéria orgânica em solos de relevos diferentes. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.39, n.5, p. 491-499, 2004.

SØE, A. R. B.; BUCHMANN, N. Spatial and temporal variations in soil respiration in relation to stand structure and soil parameters in an unmanaged beech forest. **Tree Physiology**, Oxford, v.25, n.11, p.1427-36, nov. 2005.

GOLDEN SOFTWARE INC. **SURFER for Windows**, version 7.0. 1999.

TABARELLI, M. et al. Prospects for biodiversity conservation in the Atlantic Forest: Lessons from aging human-modified landscapes. **Biological Conservation**, Amsterdam, v. 143, n. 10, p. 2328-2340, out. 2010.

TEIXEIRA, D. B. et al. Krigagem ordinária e simulação sequencial gaussiana na interpolação da emissão de CO<sub>2</sub> do solo. **Energia na Agricultura**, Botucatu, v.26, n.3, p.26-42, 2011.

WEBSTER, R. Quantitative spatial analysis of soil in the field. **Advances in Soil Science**, London, v.3, p.1-70, 1985.

ZANÃO JUNIOR, L. A. et al. Variabilidade espacial dos teores de macronutrientes em latossolos sob sistema plantio direto. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.34, p.389-400, 2010.