



ANDERSON PEDRO BERNARDINA BATISTA

**MODELAGEM DO CRESCIMENTO E
PRODUÇÃO DE FRUTOS DA CASTANHEIRA
DA AMAZÔNIA**

**LAVRAS – MG
2018**

ANDERSON PEDRO BERNARDINA BATISTA

**MODELAGEM DO CRESCIMENTO E PRODUÇÃO DE FRUTOS DA
CASTANHEIRA DA AMAZÔNIA**

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

Prof. Dr. José Márcio de Mello
Orientador

Dr. Marcelino Carneiro Guedes
Coorientador

**LAVRAS - MG
2018**

**Ficha catalográfica elaborada pelo Sistema de Geração de Ficha Catalográfica da Biblioteca
Universitária da UFLA, com dados informados pelo(a) próprio(a) autor(a).**

Batista, Anderson Pedro Bernardina.

Modelagem do crescimento e produção de frutos da castanheira
da amazônia / Anderson Pedro Bernardina Batista. - 2018.

130 p. : il.

Orientador(a): José Márcio de Mello.

Coorientador(a): Marcelino Carneiro Guedes.

Tese (doutorado) - Universidade Federal de Lavras, 2018.

Bibliografia.

1. Bertholletia excelsa. 2. Castanha do brasil. 3. Produto
florestal não madeireiro. I. Mello, José Márcio de. II. Guedes,
Marcelino Carneiro. III. Título.

ANDERSON PEDRO BERNARDINA BATISTA

**MODELAGEM DO CRESCIMENTO E PRODUÇÃO DE FRUTOS
DA CASTANHEIRA DA AMAZÔNIA**

GROWTH AND FRUITS YIELD MODELING OF BRAZIL NUT

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

APROVADA no dia 06 de março de 2018.

Dr. João Domingos Scalon (DES/UFLA) membro titular
Dr. Lucas Rezende Gomide (DCF/UFLA) membro titular
Dr. Marcelino Carneiro Guedes (Embrapa Amapá) membro titular
Dra. Marcela de Castro Nunes Santos Terra (DEG/UFLA) membro titular

Prof. Dr. José Márcio de Mello
Orientador

Dr. Marcelino Carneiro Guedes
Coorientador

**LAVRAS - MG
2018**

*À minha mãe, Mariana, pelo apoio e amor,
Aos meus irmãos, Andres, Suzane e Júnior pelo respeito e união,
A todos que sonham, acreditam e vão a luta.*

Dedico

In memoriam
Elionai Cardoso

AGRADECIMENTOS

À Deus pelo dom da vida, saúde, força e por me permitir sonhar e ir além.

À minha Mãe, Mariana, pela força, amor, exemplo de mulher forte que é minha fonte de inspiração que me faz pensar em ir além.

Aos meus irmãos (Andres, Suzane e Júnior) e sobrinhos (Gabriel, Pedro, Paula e João) pelo respeito, amor e energias positivas.

À Vanessa Santos, pela paciência, companheirismo e amor que me aqueceram nos dias de frio na “cidade de gelo”, Lavras, MG. Sem seu apoio seria impossível.

A Universidade Federal de Lavras, PPGEF/DCF/LEMAF, CAPES e CNPq, pela estrutura oferecida, bolsa concedida e suporte financeiro.

Ao meu Orientador, Prof. Dr. José Márcio de Mello, principalmente pela confiança e apoio em todos os momentos do doutoramento, desde a minha chegada em Lavras-MG. Pelas contribuições intelectuais, pelo exemplo profissional que me encaminhou para as escolhas da tese, na vida pessoal e profissional.

A todos os professores do LEMAF/DCF/UFLA pelos ensinamentos e ajuda no dia-dia de trabalho, em especial: Prof. Faustinho, Prof. Lucas Gomide, Prof. Bob, Prof. Donizete, Prof. Calegario, Prof. Passarinho e Prof. Scolforo.

A todos os colegas do LEMAF/DCF/UFLA pelo companheirismo, ensinamentos, ajuda e companhia no dia-dia de trabalho e estudos, em especial ao laboratório de Inventário Florestal: Aliny, Duda, Marcel, Ferraço, Marcela, Paula, Ximena, Rafa, Gabi, Fernando, Iasmim, Isaac, Breno, Inácio, Ivy, Thiza, Kalil, Mario, Juninho, Zebra, entre outros.

Aos professores do DES/UFLA pelos ensinamentos, em especial ao grupo GPS: Prof. Marcelo, Prof. Scalon, Henrique, Victor, Peter, Charles, Rafael, entre outros.

À Embrapa Amapá, na pessoa do Prof. Dr. Marcelino Carneiro Guedes e Dra. Ana Claudia Lira Guedes, pela ajuda intelectual, participação no projeto, no qual a tese foi desenvolvida.

Ao Prof. Ph.D. João Domingos Scalon do DES/UFLA pelos ensinamentos em estatística espacial pontual que foram fundamentais para o desenvolvimento da tese.

Ao amigo e irmão de doutoramento Ferraço pela ajuda com o modelo de crescimento, pelos ensinamentos e amizade, desde quando cheguei na cidade de Lavras.

Aos meus irmãos de doutoramento, que vou levar para a vida toda, em especial: Gislean, Ferraço, Thiago, Isaac, Marquinho, Juninho e Patrick, pela convivência diária, compartilhando momentos difíceis e momentos felizes de muitas risadas.

Aos amigos da UEAP, pela amizade, desde o tempo de graduação e agora como colegas de trabalho na instituição, em especial: Robson e Diego.

A todas as famílias agroextrativistas da Resex Cajari pela receptividade e colaboração nas expedições junto as equipes de pesquisa, durante as atividades de campo.

Aos meus alunos, que fazem parte deste processo de troca de aprendizado e me impulsionam a sempre melhorar (*In memoriam* de Hilderlan).

Aos amigos que não fazem parte da vida acadêmica, no entanto são especiais e contribuíram bastante neste processo.

A presente tese é resultado de um trabalho de várias pessoas e instituições envolvidas, trabalho árduo de coleta de dados em campo, esforço físico e mental.

Por mais que eu tente ajustar um modelo para estimar toda a gratidão que sinto, seria impossível!

“Não são as espécies mais fortes que sobrevivem, nem as mais inteligentes, e sim aquelas que são susceptíveis às mudanças.”

C. Darwin

APRESENTAÇÃO

A presente pesquisa buscou compreender sobre ecologia, produção de frutos e manejo da castanha-da-amazônia (*Bertholletia excelsa*) na Amazônia oriental, precisamente no sul do estado do Amapá. A tese foi estruturada em forma de artigos científicos que estão e/ou serão submetidos à publicação em revistas científicas, tal como recomenda a Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal (PPGEF/UFLA) e a Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Ensino Superior (CAPES). Cada artigo tem uma formatação específica e diferenciada de acordo com as normas da revista científica destinada.

A tese está dividida em duas partes. A primeira parte conta com uma Introdução Geral, Revisão de Literatura, Conclusão e Referências. Nessa parte foram levantadas as bibliografias referentes aos estudos realizados, no sentido de proporcionar uma base sólida, a fim de montar um modelo conceitual e cronológico do assunto, revelar os problemas de pesquisa e formulação das hipóteses. Por fim, são apresentadas considerações finais com as principais conclusões do estudo.

A segunda parte é composta por três artigos científicos. No primeiro artigo, foi realizado um estudo da trajetória do crescimento em diâmetro de indivíduos oriundos da regeneração natural de árvores de *B. excelsa* com objetivo de modelar o crescimento em diferentes ambientes na Amazônia brasileira. Foi utilizado um modelo de crescimento ao nível de espécie para calcular a taxa de crescimento em diâmetro e estimar a idade em que o povoamento pode atingir o diâmetro mínimo para produção de frutos.

O segundo artigo, compreende o estudo de associações espaciais da produção de frutos da castanha-da-amazônia em diferentes ambientes na floresta nativa. O presente estudo buscou revelar alguma forma de associação espacial

(atração ou repulsão) na produção de frutos de árvores de *B. excelsa* em ambientes de floresta madura de terra firme e transição cerrado-floresta no sul do Amapá. Foram testadas, para cada área, diferentes classes de produção (número de frutos). Para analisar a hipótese de associação espacial, foi utilizada a função K de Ripley bivariada.

No terceiro artigo, o estudo foi direcionado para modelagem da produção individual de frutos. O objetivo deste trabalho foi explicar a variação da produção de frutos de *Bertholletia excelsa* a partir de técnicas geoestatísticas e modelos lineares generalizados (MLG) com covariáveis, atributos de solo (físico-química do solo) e vegetação arbórea (área basal e riqueza de espécies) no entorno das árvores de *B. excelsa* na Amazônia oriental, Amapá, Brasil.

RESUMO GERAL

O conhecimento da regeneração natural e produção de frutos de *Bertholletia excelsa*, bem como os fatores e as relações que determinam sua variabilidade, são fundamentais para o manejo da produção do recurso não madeireiro em florestas naturais. Sendo assim, o objetivo geral deste trabalho de tese foi analisar aspectos da autoecologia e produção de frutos de *Bertholletia excelsa* em diferentes ambientes na floresta nativa da Amazônia. O trabalho foi realizado na Reserva Extrativista do Rio Cajari (Resex Cajari) localizada na região sul do estado do Amapá, Brasil, com extensão de 501.771 ha. O estudo da projeção do crescimento da regeneração natural foi realizado em ambientes diferentes, sendo: floresta de terra firme, transição cerrado-floresta e floresta secundária (capoeiras). Foram medidos todos os diâmetros das árvores de *B. excelsa* para identificar a taxa de incremento e ajustar o modelo exponencial para estimar a trajetória do crescimento. Para o levantamento das árvores de *B. excelsa* foram utilizadas quatro parcelas permanentes de nove hectares (300 m x 300 m) em diferentes ambientes, distribuídas nas áreas de floresta nativa. Para o estudo de relações da vizinhança arbórea com a produção de frutos de *B. excelsa* foram mensuradas todas as árvores de outras espécies arbóreas com diâmetro a 1,30 m do solo (DAP) ≥ 3 cm nas subparcelas de uma parcela permanente. Nesta mesma parcela foi feito o estudo das relações com atributos do solo, em que foram realizadas coletas de amostras em toda a parcela. As relações das variáveis quantitativas da comunidade florestal no entorno das árvores de *B. excelsa* e atributos do solo, foi realizado por meio de técnicas geoestatísticas. O estudo variográfico foi realizado pelo semivariograma experimental e modelos teóricos espaciais. A estimação dos pontos não amostrados foi efetuada por krigagem ordinária. A análise de associação espacial pontual de árvores produtivas em diferentes ambientes foi realizada pela função K bivariada. A modelagem explicativa da produção de frutos foi realizada a partir de modelos lineares generalizados (MLG). Foi observado que floresta em sucessão secundária (capoeira) apresenta ambiente favorável ao crescimento diamétrico da regeneração natural da *B. excelsa*. O tempo para atingir o diâmetro mínimo para produção de frutos foi de 45 anos, inferior aos demais ambientes estudados. Foi constatado que a associação espacial pontual das árvores da espécie em função das classes de produção tem padrão diferenciado em função dos diferentes ambientes avaliados. Os atributos físico-químicos do solo e vegetação arbórea foram importantes para explicar a variação da produção de frutos das árvores de *B. excelsa*. A equação gerada a partir dos MLG foi importante para entender as variáveis que influenciam na produção de frutos da espécie na floresta nativa.

Palavras-chave: estatística espacial; *Bertholletia excelsa*; castanha do brasil; produto florestal não madeireiro.

ABSTRACT

Knowledge of the natural regeneration and fruit yield of *Bertholletia excelsa*, as well as the factors and relationships that determine its variability, are fundamental for the management of non-timber resource production in natural forests. Thus, the aim of this thesis was to analyze aspects of autoecology and fruit yield of *Bertholletia excelsa* in different environments in the native forest in the Amazonia. The work was carried out at the Cajari River Extractive Reserve (Resex Cajari) located in the southern region of Amapá State, Brazil, with extension of 501,771 ha. The study of the growth projection of natural regeneration was carried out in different environments, non-flooded forest, cerrado-forest transition and secondary forest (capoeiras). All the diameters of the *B. excelsa* trees were measured to identify the rate of increase and then adjust the exponential model to estimate the growth trajectory. For the inventory of *B. excelsa* trees, four permanent plots of nine hectares (300 m x 300 m) in different environments, were distributed in native forest areas. For the study of tree neighborhood relationships with fruit yield of *B. excelsa*, all trees of other tree species with a diameter of $1.30 \text{ m (dbh)} \geq 3 \text{ cm}$ were measured in the subplots of one permanent plot. The study of relationships with soil attributes, in which samples were collected one permanent plot. The relationships of the quantitative variables of the forest community in the surroundings of the trees of *B. excelsa* and attributes of the soil, was realized by geostatistical techniques. The variographic study was performed by experimental semivariogram and spatial theoretical models. The non-sampled points were estimated by ordinary kriging. The analysis of the spatial association of productive trees in different environments was performed by the bivariate K function. The explanatory modeling of fruit yield was performed using generalized linear models (GLM). It was observed that secondary forest (capoeira) presents favorable environment to the diametric growth of the natural regeneration of *B. excelsa*. The time to research the minimum diameter for fruit production was of 45 years, inferior than the other environments studied. It was observed that spatial association of species trees according to the yield classes has a different pattern depending on the different environments evaluated. The physicochemical attributes of the soil and tree vegetation were important to explain the variation of the fruit yield of the *B. excelsa* trees. The equation generated from GLM was important to understand the variables that influence the fruits yield of the *B. excelsa* trees in the native forest.

Keywords: spatial statistics; *Bertholletia excelsa*; brazil nut; non-timber product.

SUMÁRIO

PRIMEIRA PARTE	13
1. INTRODUÇÃO GERAL.....	14
2. REVISÃO DE LITERATURA.....	18
2.1 Castanha-da-amazônia (<i>Bertholletia excelsa</i> Bonpl.).....	18
2.2 Estrutura e distribuição espacial da castanha-da-amazônia	20
2.2.1 Regeneração natural da castanha-da-amazônia.....	22
2.3 Produção de frutos da castanha-da-amazônia	23
2.4 Manejo da produção de frutos da castanha-da-amazônia	27
2.5 Crescimento e produção em florestas nativas	29
2.6 Geoestatística	30
2.7 Distribuição espacial.....	34
2.7.1 Função K de Ripley	36
3. CONSIDERAÇÕES GERAIS	40
REFERÊNCIAS.....	41
SEGUNDA PARTE - ARTIGOS	49
Trajetória do crescimento da castanha-da-amazônia (<i>Bertholletia excelsa</i> Bonpl.) na Amazônia brasileira	50
Associações espaciais da produção de frutos de <i>Bertholletia excelsa</i> Bonpl. na Amazônia oriental.....	78
Modelagem da produção de frutos da castanha-da-amazônia (<i>Bertholletia excelsa</i> Bonpl.) na Amazônia oriental	99

PRIMEIRA PARTE

A primeira parte foi composta da Introdução Geral, Revisão de Literatura, Considerações gerais e Referências. Essa parte foi responsável por levantar as bibliografias referente aos estudos realizados, no sentido de proporcionar uma base sólida, a fim de montar um modelo conceitual e cronológico do assunto, revelar os problemas de pesquisa e formulação das hipóteses.

1. INTRODUÇÃO GERAL

Atualmente, algumas pesquisas sobre a ocorrência, estrutura e produção de frutos das árvores de *Bertholletia excelsa* (castanha-da-amazônia) em ambiente nativo, têm sido desenvolvidas na Amazônia. As informações geradas por pesquisas científicas têm contribuído significativamente para o conhecimento e entendimento deste recurso florestal não madeireiro.

Em contrapartida, pouco se compreende sobre as relações bióticas e abióticas com os locais de ocorrência, sobre a variabilidade da produção de frutos das populações de *B. excelsa* dentro dos próprios castanhais nativos (locais de vasta ocorrência), ou seja, entre indivíduos, e também entre os castanhais de diferentes regiões da Amazônia. Outra falta de informação, diz respeito sobre a regeneração natural da espécie, bem como a importância dos ambientes abertos para o desenvolvimento das plântulas *B. excelsa* que são informações fundamentais no planejamento de ações de manejo e conservação, bem como para condução e renovação dos castanhais. Assim sendo, o cenário configura necessidades que ainda não são inteiramente estudadas, entendidas e avaliadas por pesquisas científicas.

Desta forma, o desafio desta pesquisa é ampliar o conhecimento sobre a espécie e fornecer informações para o manejo da *B. excelsa*, com intuito de prover práticas de manejo sustentáveis e contribuir para o aumento da capacidade produtiva, sem comprometer as condições de regeneração e a estabilidade ecológica da espécie e do ecossistema natural. Além disso, informações sobre a autoecologia também precisam ser ampliadas, no sentido de garantir a sustentabilidade da atividade extrativista da região.

Neste sentido, estudos sobre a distribuição e associação espacial das árvores produtivas da espécie (análise pontual) e mapeamento por meio de tecnologias e metodologias avançadas e robustas, podem fornecer bases

científicas para definição de estratégias de manejo e conservação da espécie. Além disso, podem servir de subsídio para diversos outros estudos, tais como, relações da espécie com seus ambientes de ocorrência, estudos de diversidade genética, modelagem da distribuição da espécie e identificar padrões espaciais da produção de frutos, dentre outros.

Um dos grandes desafios para o extrativismo da castanha-da-amazônia é aumentar a produção de frutos sem comprometer a sustentabilidade. Assim, o sucesso comercial pode ser alcançado pelos fatores: nível máximo de frutificação e mínima variação anual, aliados ao alto valor econômico do produto (KAINER et al., 2007; TONINI et al., 2008b).

De acordo com Kainer et al. (2006), estimar a produção de frutos da castanha-da-amazônia é difícil, visto que o número de frutos, conhecidos popularmente como “ouriços”, variam bastante entre anos e entre árvores. Esses autores observaram que o tamanho da árvore está relacionado com a sua produção, porém, isso não é regra, pois existem árvores grandes que não produzem nenhum fruto.

Os principais fatores que podem ser associados com a produção de frutos das árvores de *B. excelsa* são: tamanho da árvore (principalmente o diâmetro do tronco); atributos da copa, como posição sociológica e infestação por cipós; variações temporais inerentes a própria planta; fatores climáticos, como a precipitação; nutrição, além de fatores genéticos e interações com polinizadores, predadores e dispersores (WADT et al., 2005; TONINI et al., 2008b).

Outro fator importante é, que mesmo pertencendo a uma única espécie, a castanha-da-amazônia apresenta variabilidade morfológica e fenotípica. Isso é constatado pelo contraste dos índices individuais de produtividade, forma e tamanho dos frutos, tamanho das sementes e outras características fenotípicas e morfológicas (BRAGA, 2007).

Neste sentido, o desenvolvimento de pesquisas nas regiões de ocorrência deste recurso natural é fundamental. Sendo importante para determinar a produtividade e ações de manejo da produção da espécie em florestas naturais, acessíveis às comunidades tradicionais. No sentido de subsidiar o planejamento e favorecer a sustentabilidade do sistema de produção.

Salomão (2014) alerta sobre a importância da castanha-da-amazônia, considerando a imensa vastidão das florestas primárias e antropizadas no bioma. O autor afirma que é urgente avançar no entendimento ecológico, econômico e social da espécie, no sentido de identificar as lacunas das pesquisas existentes.

Desta forma, estudos e pesquisas que quantificam a produção de frutos por árvore, e determinam quais são os fatores que influenciam a variabilidade da produção individual em diferentes regiões da Amazônia, são necessários para fornecer informações e alternativas para o extrativismo, baseada em técnicas de manejo, na dinâmica ecológica da população, no mapeamento de unidades de produção por meio de seleção das árvores mais produtivas nos ambientes naturais.

Dentre os produtos florestais extrativistas mais relevantes na região amazônica, e especificamente para o estado do Amapá, o extrativismo da castanha ganha destaque como uma das atividades econômicas mais rentáveis para as comunidades tradicionais extrativistas no sul do Amapá.

Portanto, a ideia principal desta tese foi obter resultados sobre o crescimento da regeneração da castanha-da-amazônia em ambiente nativo e sua produção de frutos, gerando informações da autoecologia da espécie e que possam subsidiar novos estudos e técnicas a serem aplicadas pelos extrativistas, buscando um manejo sustentado na exploração de produtos não madeireiros na região amazônica.

O objetivo geral foi analisar aspectos da autoecologia e produção de frutos de *Bertholletia excelsa* em diferentes ambientes na floresta nativa no sul do estado do Amapá.

Os objetivos específicos foram:

- Analisar a trajetória do crescimento do diâmetro da regeneração natural de *B. excelsa* em diferentes ambientes, a fim de verificar o tempo para atingir o diâmetro mínimo para produção de frutos.

- Avaliar se existe associação espacial entre árvores produtivas de *B. excelsa* em diferentes ambientes na floresta nativa.

- Avaliar a continuidade espacial da área basal e riqueza de espécies no entorno das árvores de *B. excelsa* produtivas em ambiente nativo e mapear a distribuição espacial por meio de interpoladores espaciais.

- Caracterizar a continuidade espacial dos atributos físicos e químicos do solo nos castanhais nativos, gerar mapas para estes atributos, a fim de auxiliar na modelagem explicativa da produção de frutos das árvores de *B. excelsa*.

- Realizar modelagem explicativa da produção de frutos de árvores de *B. excelsa* por meio de modelos lineares generalizados (MLG), com atributos do solo e vegetação arbórea no entorno das árvores de *B. excelsa*.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1 Castanha-da-amazônia (*Bertholletia excelsa* Bonpl.)

A *Bertholletia excelsa* Bonpl. pertence à família Lecythidaceae, a espécie é popularmente conhecida no Brasil como: castanheira, castanha-do-pará, castanha-do-brasil, castanha-da-amazônia, entre outros. A árvore é de grande porte, chega a atingir 60 metros de altura, o diâmetro medido a 1,30 m do solo (DAP) pode chegar até três metros (ZUIDEMA, 2003) e idade de 576 a 731 anos (SALOMÃO, 2009).

A castanha-da-amazônia (*Bertholletia excelsa*) é uma espécie de grande importância cultural, social e econômica para a região Amazônica. Ela é considerada a árvore nativa mais famosa da Amazônia, principalmente para as comunidades extrativistas da região. Segundo Zuidema (2003) é encontrada em vários países da América do Sul, como: Venezuela, Colômbia, Peru, Bolívia, Suriname, Guiana e Guiana Francesa, porém, as maiores concentrações estão na Amazônia brasileira.

Em termos comerciais a castanha é o segundo produto florestal não madeireiro mais importante na região Norte do Brasil, sendo o primeiro, o fruto de uma palmeira, conhecida como açaí (*Euterpe* sp.). A produção é oriunda do sistema extrativista, em que a safra é quase exclusivamente coletada de árvores nativas da floresta amazônica (IBGE, 2011; SFB, 2016).

Segundo Salomão (2014) a árvore é bela e majestosa, sendo uma das mais nobres da megadiversa e opulenta flora do bioma Amazônia. Apresenta um concurso de circunstâncias poucas vezes reunido pela natureza em uma só planta: alta longevidade, além de possuir um tronco quase perfeitamente cilíndrico, a madeira é utilizada principalmente na construção de casas, aliada a

uma grande produção de castanha comestível, muito apreciada nos continentes europeu, asiático e americano.

Sobre a ecologia da *B. excelsa* é uma planta alógama com síndrome de polinização melitófila. Suas flores são polinizadas por abelhas grandes, robustas, da família Apidae e Anthophoridae, pertencentes aos gêneros *Bombus*, *Eulaema*, *Centris*, *Epicharis* e *Xylocopa*. A espécie é altamente dependente da ação dos polinizadores para assegurar a produção de frutos (MAUÉS, 2002).

Em termos fenológicos, a floração é longa e anual, ocorre predominantemente durante o período de menor precipitação, característica da família Lecythidaceae (MAUÉS, 2002; CYMERYYS et al., 2005; VIEIRA et al., 2009; TONINI, 2011). Existem alguns trabalhos realizados na Amazônia brasileira que demonstraram que as épocas de floração variam de acordo com a região, quando variam também os regimes climáticos.

No trabalho de Vieira et al. (2009), no estado de Rondônia, as árvores da castanha-da-amazônia floresceram de setembro a janeiro, sendo que a maior intensidade de floração ocorreu nos meses de novembro a janeiro, com mais de 80% das árvores em plena floração.

Tonini (2011) no estado de Roraima, relataram a maior intensidade de floração ocorreu nos meses de fevereiro e abril, com 90% das árvores com floração. Maués (2002) no Pará observou que a floração mais intensiva ocorreu de setembro a dezembro. Os resultados de Zuidema (2003) revelam que, tais variações provavelmente, estão relacionadas com a distribuição de chuvas ao longo do ano.

A frutificação é anual, com períodos de desenvolvimento longo, chegando a 15 meses. Muitas vezes, as flores e frutos estão presentes ao mesmo tempo (MAUÉS, 2002; ZUIDEMA, 2003; TONINI, 2011). Segundo Zuidema (2003), as castanheiras não produzem frutos quando a copa está abaixo do dossel da floresta. Além disso, o tamanho da árvore reprodutiva pode ser menor em

plantações quando comparadas à floresta primária. A menor árvore reprodutiva na floresta primária da Bolívia foi de 33,3 cm de DAP.

Maués (2002) no estado do Pará observou que a dispersão de frutos ocorreu entre os meses de janeiro a março. No trabalho de Tonini et al. (2011) em Roraima, relataram que a queda dos frutos iniciou entre janeiro e fevereiro (período de seca) com pico de dispersão até junho ou julho (período chuvoso).

Para o estado do Acre, a dispersão de frutos ocorre no período entre os meses de novembro a fevereiro. Apesar dessas diferenças de época, acredita-se que o padrão de dispersão seja semelhante na Amazônia como um todo (FAUSTINO et al., 2014).

Os frutos são indeiscentes, as sementes são disseminadas por roedores, principalmente pela cutia (*Dasyprocta* spp.), sendo que algumas sementes são consumidas de imediato, porém, outras são armazenadas para posterior consumo ou abandonadas em outras áreas, onde germinam. As sementes são dispersas da árvore adulta e são enterradas individualmente a uma profundidade de 1 a 3 cm (MAUÉS, 2002; ZUIDEMA, 2003; TONINI et al., 2008a).

Atualmente, a castanheira está incluída como espécie vulnerável na lista oficial da flora nacional ameaçada de extinção (BRASIL, 2008), sendo seu corte proibido.

2.2 Estrutura e distribuição espacial da castanha-da-amazônia

A estrutura populacional da castanha-da-amazônia caracteriza-se por formar aglomerações (denominados de “castanhais”). No entanto, Wadt et al. (2005) contestou a disposição espacial em manchas para árvores de *Bertholletia excelsa* com DAP ≥ 50 cm, utilizando o método do vizinho mais próximo, no estudo demográfico realizado na Reserva Extrativista de Chico Mendes no estado do Acre. Os autores encontraram o padrão de distribuição com maior

tendência a uma formação aleatória do que aglomerada ou uniforme. Porém, quando analisado de forma separada as árvores reprodutivas ($DAP \geq 50$ cm) e não reprodutivos com $DAP < 50$ cm (jovens), foi observado que as árvores jovens tenderam para a uma distribuição mais agregada quando comparada com as árvores adultas.

Conforme Wadt et al. (2005), as estimativas de densidade populacional são muito variáveis. Esses autores encontraram 568 árvores com $DAP \geq 10$ em 420 ha, ou seja, uma densidade de 1,35 indivíduos por hectare na Reserva Extrativista de Chico Mendes no estado do Acre.

Peres e Baider (1997) encontraram no sudeste do estado do Pará, uma densidade para área total de 1,3 árvores por hectare com $DAP \geq 10$ cm. Conforme a análise da distribuição espacial, pelo índice de Morisita para árvores com $DAP \geq 10$ cm apresentaram distribuição em aglomerados com 75 a 149 árvores.

No trabalho de Tonini et al. (2008a) no sul do estado de Roraima, encontraram a densidade de castanheiras ($DAP \geq 10$ cm) variando de 3,7 a 12,9 árvores por hectare, o diâmetro médio variou entre parcelas (65,9 – 74,6 cm). A análise da distribuição espacial, realizada pelo índice de Morisita, indicou que árvores adultas ($DAP \geq 50$ cm) apresentaram distribuição regular ou aleatória, e as árvores jovens ($DAP < 50$ cm) com tendência ao agrupamento.

Além disso, as estruturas diamétrica das populações apresentam um declínio no número de árvores nas maiores classes diamétricas e as maiores densidades ocorreram nas classes intermediárias, com ausência de indivíduos em algumas classes para indivíduos com ($DAP \geq 10$ cm) (PERES et al., 2003; TONINI et al., 2008a).

No trabalho realizado por Neves et al. (2016) a densidade da espécie variou entre os estados do Amapá e Acre, refletindo padrões de distribuição

espacial completamente distintos. A densidade total de castanheiras no Amapá foi quatro vezes maior que no Acre.

2.2.1 Regeneração natural da castanha-da-amazônia

Os estudos, geralmente, apontam uma ausência de indivíduos de castanheira nas classes inferiores a 60 cm. Entre outros fatores, a explicação, pode ser, devido espécie apresentar exigência à luz, o que ocasiona o não desenvolvimento da muda após a germinação da semente em floresta fechada (SALOMÃO, 2009).

Para Peres et al. (2003) o tamanho e estrutura diamétrica das árvores são afetadas pelo histórico de colheita intensiva de sementes ao longo de décadas. Áreas que apresentam coleta constante são caracterizadas pela predominância de poucas árvores ou até mesmo nenhuma árvore jovem ($DAP \geq 10$ cm). A presença de indivíduos jovens é mais frequente em florestas não exploradas ou com baixa intensidade de coleta de sementes.

Porém, para Tonini et al. (2008b) a baixa densidade de indivíduos jovens observada no estudo de Peres et al. (2003) pode ter sido decorrente de amostragem insuficiente para a *B. excelsa*, ou do fato de que, devido ao comportamento heliófilo da espécie, nessas áreas existia um pequeno número de clareiras naturais. Tendo em vista que, a espécie é demandante por luz e regenera-se com maior sucesso em clareiras ou em florestas secundárias.

No trabalho de Scoles e Gribel (2012), relataram que a regeneração é superior em áreas antropizadas. Segundo as análises dos indicadores de regeneração, as variáveis mostraram que as coletas de frutos não eram responsáveis pelos baixos níveis de regeneração observados na região estudada. Além disso, em áreas com distâncias mais curtas entre os pontos de coleta e o primeiro transporte, mostraram que as densidades de mudas e plantas juvenis

foram maiores. Os autores recomendam a implementação de medidas compensatórias envolvendo comunidades locais e a promoção do enriquecimento de plântulas da espécie em clareiras na floresta e em áreas perturbadas, com o objetivo de promover o crescimento de novas gerações de castanhas-da-amazônia na região.

Segundo Zuidema (2003) e Wadt et al. (2008) estruturas populacionais que incluem plântulas (< 1,5 m de altura) e plantas jovens (entre 1,5 de altura e DAP < 10 cm), concentram alta densidade de indivíduos nas classes iniciais. Wadt et al. (2008) no estado do Acre, relataram que a estrutura da população em todos os três locais estudados, a distribuição de classe de tamanho foi na forma de ‘j-invertido’, ou seja, com maior representação em classes de tamanho menor e ligeiramente uma representação em declínio proporcional com o aumento do tamanho nas classes superiores. A densidade de plântulas (< 1,5 m de altura) encontrada pelos autores foi de 5,8, 3,2 e 5,0 por hectare, demonstrando uma alta densidade da regeneração natural.

Lemos (2012) avaliou a dinâmica de regenerantes das castanheiras (DAP < 10 cm) em duas parcelas em floresta madura no estado do Amapá e não observou diferenças na densidade (média = 20 ind.ha⁻¹). A dinâmica da regeneração de castanheiras na área estudada, foi equilibrada, pois a mortalidade de plântulas e varetas foi compensada com o ingresso de novas plântulas.

2.3 Produção de frutos da castanha-da-amazônia

Uma castanheira pode produzir em média 29 frutos (ouriços) por ano, sendo que em cada fruto são encontradas em média 16 castanhas (CYMERYYS et al., 2005). No entanto, a variação da produção de frutos é altamente variável, entre árvores, entre populações e ente anos (KAINER et al., 2006). Bem como, entre regiões (NEVES et al., 2016).

Salomão et al. (2006) em uma floresta primária no Pará, constatou que a produção de frutos variou de 1 até 172 frutos por árvore.

Nos resultados de Tonini et al. (2008a), em Roraima, o número máximo de frutos produzidos foi de 155, porém 46,6% dos indivíduos produziram até 10 frutos, 35,5% produziram entre 10 a 50 frutos, 13,3% entre 50 e 100 e apenas 4,4% produziram mais que 100 frutos. Neste mesmo trabalho foi observado que as duas populações de *B. excelsa* apresentaram diferenças de densidade, porém, não apresentaram diferenças estatísticas significativas na produção média de frutos (23 frutos).

Conforme Zuidema (2003) vários fatores têm sido apresentados para explicar a variação da produção de frutos da castanheira, tais como: tamanho da árvore, a posição da copa e da árvore, infestação de cipós, variação temporal, fatores climáticos, fatores genéticos, condições do solo, interações com os polinizadores e interações com os predadores de fruto (quando o fruto está ainda na árvore).

Em alguns trabalhos desenvolvidos na Amazônia foi constatado que as variáveis diâmetro à 1,30 m do solo (DAP), tipo morfológico, posição, forma, área e presença de cipós na copa apresentam correlação significativa com a produção de frutos e sementes de castanha-da-amazônia em florestas naturais (WADT et al., 2005; KAINER et al., 2006; BRAGA, 2007; KAINER et al., 2007; IVANOV, 2011). Porém, Tonini et al. (2008a) não encontraram correlações significativas para presença de cipós na copa.

Nos resultados de Wadt et al. (2005) e Kainer et al. (2007) avaliando os fatores que afetam a produção de frutos, observaram que o diâmetro da árvore explicou mais de 50% da variação da produção de frutos.

Kainer et al. (2007) correlacionaram atributos químicos do solo com a produção de frutos de *B. excelsa* no estado do Acre, observaram correlação negativa com o teor de fósforo (P) e correlação positiva com a capacidade de

troca de cátions (CTC). Esses autores observaram redução significativa na produção de frutos das árvores de *B. excelsa* com a redução da precipitação em anos de seca prolongada.

Nos resultados de Ivanov (2011) em Roraima, estudando população de *Bertholletia excelsa* em florestas naturais, encontrou que uma quantidade igual de frutos de diferentes árvores, geram diferentes produções em peso de sementes.

O monitoramento da produção de todas as árvores na área de manejo, na maioria dos casos, é inviável em razão dos recursos e tempo disponíveis. Assim, torna-se necessário o desenvolvimento de processos de amostragem precisos, representativos e viáveis economicamente (TONINI, 2013).

Desta forma, Tonini (2013) realizou um trabalho com intuito de determinar o tamanho necessário da amostra para estimar a produção individual e populacional de árvores de *Bertholletia excelsa* em floresta nativa e avaliar diferentes sistemas de amostragem. O autor conclui que estimativas precisas da produção de sementes da castanheira são obtidas em grandes amostras (em média, 97% dos frutos). Também observou que a retirada de amostras contínuas, estratificadas pelo DAP em seis estratos, e a alocação proporcional ao número de árvores na classe diamétrica são os procedimentos mais indicados para amostragem.

No trabalho de Barbeiro (2012) foi proposto um sistema de amostragem para quantificar a produção de sementes de *Bertholletia excelsa* no Pará, em que foi adotada a técnica de amostragem em multiestágio, que consiste na divisão da população em unidades primárias (árvores da espécie), as quais são subdivididas em unidades secundárias, os frutos e ainda subdivididas em unidades terciárias, as castanhas (sementes). Com esse estudo foi constatado que o número de ouriços varia entre árvores de classes de diâmetro diferentes, bem como, o número de castanhas varia por fruto. Além disso, a biomassa das castanhas

também varia, ratificando um processo de amostragem em três estágios. Portanto, o sistema de amostragem proposto apresenta grande potencialidade na avaliação do peso de castanhas.

O tipo de solo interagindo com a precipitação apresentou grande influência na produção de sementes, além disso, as árvores com copa completa, circular ou irregular, tiveram mesmo potencial produtivo e apresentaram potencial produtivo superior ao de árvores com metade da copa (IVANOV, 2011).

Zuidema (2003) confirma a redução na produção para uma população de castanha-da-amazônia, no ano de 1998, que coincide com o fenômeno El Niño, que reduziu consideravelmente a precipitação na região.

Nos resultados de Tonini et al. (2008b) observaram que as árvores mais produtivas apresentam copas mais extensas e menor relação entre altura e diâmetro, e a competição oferece pouco efeito sobre a produção de sementes em árvores adultas, havendo uma tendência de redução da produção de sementes com o aumento da competição.

Segundo Zuidema (2003), em populações naturais de *Bertholletia excelsa* (castanheira) a variação da produção de frutos no tempo (anual) é menor quando comparada à produção a nível individual. Neste estudo, a variação anual populacional na produção de frutos diferiu em relação aos locais avaliados.

Tonini e Pedrozo (2014) avaliando a produção de *B. excelsa*, em florestas nativas no estado de Roraima, relataram que a produção de frutos e sementes variou entre os anos nas populações e entre árvores em uma mesma população.

No entanto, Kainer et al. (2007) no estado do Acre, observaram que apenas um ano diferenciou significativamente da média, produzindo metade dos frutos na comparação com os demais.

Conforme Aparício (2011) a produtividade das árvores de *B. excelsa* apresenta uma relação direta com a área basal e número de indivíduos de espécies circundantes. Além de ser influenciada diretamente pelos atributos químicos do solo, principalmente a acidez.

2.4 Manejo da produção de frutos da castanha-da-amazônia

Tradicionalmente o manejo da produção da castanha é realizado principalmente pelos extrativistas, moradores de comunidades tradicionais. É caracterizado por uma safra anual.

Na coleta existem praticamente duas etapas: a “amontoa” e a “quebra”. A amontoa consiste no ajuntamento dos frutos em montes, em locais estratégicos para a quebra dos frutos, denominados de pontos de quebra pelo extrativista. Algumas vezes a amontoa é realizada por árvore, quando a árvore é altamente produtiva e inviabiliza carregar a grande quantidade de frutos para outro ponto de amontoa.

A quebra é a etapa em que o extrativista retorna às árvores, onde estão os montes de frutos, para quebrar e levar somente as sementes (castanhas).

Segundo Pinto et al. (2010) a cadeia de produção sustentável da castanheira é formada por várias etapas que buscam garantir a continuidade da produção e a segurança do trabalho. Essas etapas são coligadas em três momentos distintos: a pré-colheita, a colheita e a pós-colheita ou beneficiamento.

As etapas da pré-colheita da castanha estão diretamente relacionadas ao planejamento do manejo. As atividades de mapeamento e inventário das árvores de interesse e de limpeza das áreas facilitam as etapas seguintes, que são as coletas e o amontoamento dos frutos (BRAGA, 2007; ALVES et al., 2008)

Na etapa de colheita o ideal é que os frutos (ouriços) sejam colhidos todos os dias durante a safra, para evitar o contato com o solo, com a chuva e com a alta umidade, pois podem abrigar fungos e outros microorganismos que podem contaminar as castanhas e impedir a sua comercialização (CYMERYYS et al., 2005). Os instrumentos utilizados na coleta são: facões, cestos, paneiros ou sacos, devem estar limpos e conservados para evitar outros tipos de contaminação. Durante a coleta, é destinado um local para amontoar os frutos coletados, tradicionalmente, o amontoamento é realizado diretamente no chão da floresta (ALVES et al., 2008; PINTO et al., 2010).

Na etapa de pós-colheita, é feita a quebra dos frutos (ouriços), em geral são abertos na floresta, no local em que foram amontoados, para reduzir o peso a ser transportado. Posteriormente, são realizadas a lavagem e seleção de sementes. Na sequência, as sementes passam por um processo de secagem (CYMERYYS et al., 2005). Ainda na fase pós-coleta, Machado et al. (2008) descrevem o beneficiamento, que é o conjunto de tratamentos dados à matéria-prima, até se chegar no produto final.

A participação da região Norte do país, na última década, tem representado 99% no total de produção brasileira, e os principais estados produtores são Amazonas, Pará e Acre, responsáveis por 80% do volume produzido, seguido em menores quantidades, por Rondônia, Amapá, Tocantins e Roraima. No estado do Acre, a cadeia produtiva da castanha-da-amazônia é composta pelos: fornecedores de insumos; produtores; compradores; associações; sindicatos; cooperativas de agricultores familiares e extrativistas; usinas de beneficiamento e armazenagem da produção; exportadores; importadores e agentes de mercado interno, que atuam na intermediação de compra e venda do produto (BAYMA et al., 2014).

2.5 Crescimento e produção em florestas nativas

O crescimento de uma árvore é definido como o aumento de suas dimensões em um período de tempo. Já o crescimento de uma floresta, segundo Souza e Soares (2013) diz respeito às mudanças ocorridas na sua estrutura para um determinado período, em virtude do crescimento individual das árvores, bem como da contabilidade de outros componentes do crescimento florestal, tais como: ingresso, mortalidade e corte ou desbaste seletivo. A produção é a quantidade do recurso florestal disponível em um dado ponto no tempo, ou seja, o crescimento acumulado ao longo de um período.

O crescimento causa mudanças na árvore, influenciando o seu peso, volume e forma (SCOLFORO, 2006). Para Vanclay (1994) a comunidade vegetal apresenta curva de crescimento cumulativo com tendência sigmoideal. Por mais que o crescimento seja o resultado de complexas interações de forças opostas: anabólicas (metabolismo construtivo, fotossíntese, absorção de nutrientes) e catabólicas (competição, respiração, estresses, limitações de recursos), em longo prazo, a tendência sigmoideal é estável e a curva de crescimento cumulativo, possui valor assintótico, que se refere à capacidade de suporte máxima do local e o ponto de inflexão, que representa o nível em que a taxa de crescimento corrente está no máximo.

As maneiras mais usuais de expressar este crescimento é o incremento médio anual (IMA), o incremento corrente anual (ICA) e o incremento periódico (IP). Conforme Campos e Leite (2009) o incremento corrente anual (ICA) é o crescimento ocorrido ou a diferença na produção do elemento dendrométrico dentro do período de um ano. O incremento médio anual (IMA) é a razão entre a produção do elemento dendrométrico considerado a partir do ano zero e a idade da população florestal ou da árvore. Já o incremento periódico (IP) é o crescimento do elemento dendrométrico considerado durante um determinado

período de tempo. Para Scolforo (2006), o IP é o mais utilizado para a avaliação de florestas nativas.

Os fatores que influenciam o crescimento em florestas nativas, são: densidade da regeneração; distribuição espacial das árvores/espécies; tratamento silviculturais (corte de cipó, uso de fogo, anelamento de árvores de espécies não comerciais, etc.); desbaste artificial (intensidade, tipo, modo de corte, etc.); condições de solo (qualidade do sítio); condições climáticas (POORTER; BONGERS, 1993; SCHNEIDER; SCHNEIDER, 2008; CAMPOS; LEITE, 2009).

Os modelos de crescimentos florestais, de acordo com Vanclay (1994), se distinguem em hierarquia por de gerenciamento florestal, de povoamento, de classe de diâmetro e de árvores individuais.

2.6 Geoestatística

A Teoria geoestatística surgiu com o engenheiro de minas Daniel G. Krige e o estatístico H.S. Sichel, trabalhando com dados de mineração de ouro na África do Sul. Eles verificaram que os dados apresentavam uma estruturação e constataram a necessidade de considerar as distâncias entre as amostras para melhoria das estimativas das concentrações do minério. Posteriormente, G. Matheron, no início dos anos 60, na França, abonou tratamento formal, pelo nome de Geoestatística, para seu estudo das chamadas variáveis regionalizadas, ou seja, variáveis com condicionamento espacial (CLARK, 1979).

Conforme a Teoria das variáveis regionalizadas, cada dado é modelado como uma variável aleatória, que pode ser expressa pela soma de três componentes: componente estrutural associado a um valor médio constante ou a uma tendência; um componente aleatório espacialmente correlacionado; e um erro aleatório. Landim (2006) descreve que, para o estudo do comportamento

das variáveis regionalizadas, duas ferramentas, dos métodos geoestatísticos, são fundamentais: o semivariograma e a krigagem.

Conforme Isaaks e Srivastava (1989), o semivariograma é o método geoestatístico utilizado para diagnosticar a presença da correlação espacial entre as unidades amostradas. Para caracterizar a estrutura de continuidade espacial, pelo semivariograma, deve-se considerar que a variância das diferenças entre dois pontos amostrais, depende apenas da distância que separa os pontos (hipótese intrínseca), sendo a mesma para toda a área avaliada (estacionaridade) (VIEIRA, 2000; JOURNAL; HUIJBREGTS, 2003; MELLO et al., 2005).

De acordo com Clark (1979) o semivariograma mostra a medida do grau de dependência espacial entre amostras ao longo de um suporte específico, para sua construção, são usadas simplesmente as diferenças ao quadrado dos valores obtidos, assumindo uma estacionaridade nos incrementos, ou seja, expressa uma medida de variabilidade, condicionada por uma distância. Para Oda-Souza et al. (2008) em geral, na presença de dependência espacial, duas amostras próximas são mais semelhantes do que duas mais afastadas.

Desta forma, o semivariograma, expressa a continuidade espacial da variável regionalizada, em que, o ponto máximo onde os dados deixam de exibir dependência espacial é chamado de patamar (sill) aproximadamente igual a variância dos dados (VIEIRA, 2000), e a distância a partir da origem até o patamar é chamada de alcance (range), o alcance determina a distância limite, na qual a variável regionalizada não tem mais influência relevante do seu entorno (vizinhança), ou seja, são independentes.

Também é possível observar pelo semivariograma, que a medida que a distância tende a zero, aproxima-se de um valor positivo, denominado de efeito pepita (nugget effect), que está relacionado com a variabilidade que ocorre de forma aleatória dos dados. Conforme Vieira (2000) e Landim (2006) o efeito pepita pode ser atribuído a erros de medição ou ao fato de que os dados não

foram coletados a intervalos de distância suficientemente pequenos para mostrar o comportamento espacial subjacente do elemento em estudo.

Assim, para obter os valores dos parâmetros que compõem o semivariograma (patamar, alcance e efeito pepita) é necessário ajustar um modelo teórico ao semivariograma experimental (ISAACS; SRIVASTAVA, 1989; LANDIM, 2006). Os modelos mais utilizados nos trabalhos científicos das ciências florestais, solos, hidrologia e agricultura, são: esférico, exponencial e gaussiano (YAMAMOTO; LANDIM, 2013). Conforme Oda-Souza et al. (2008) a sensibilidade do semivariograma para captar a presença da estrutura espacial está ligada diretamente ao ajuste do modelo teórico.

A krigagem é um preditor geoestatístico, considerado uma das melhores metodologias de interpolação de dados, pois, caracteriza-se por levar em consideração a estrutura de dependência espacial dos dados, sendo que a interpolação é realizada por meio de um BLUP – Best Linear Unbiased Predictor (melhor preditor linear não viesado ou estimador ótimo) de variância mínima (JOURNEL; HUIJBREGTS, 2003). As estimativas são combinações lineares ponderadas dos dados disponíveis, considerada “não-viesado” porque busca o valor de erro ou resíduo médio igual a zero, e “melhor” porque minimiza a variância dos erros (CLARK, 1979; ISAACS; SRIVASTAVA, 1989; VIEIRA, 2000; YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

Assim sendo, utiliza informações a partir do semivariograma para encontrar pesos ótimos (pesos variáveis) a serem associados às amostras para estimar um ponto, uma área ou um bloco (LANDIM, 2006). Existem vários tipos de krigagem: simples, pontual, ordinária, universal, blocos, indicativa, entre outras (ISAACS; SRIVASTAVA, 1989; YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

Atualmente, o emprego de técnicas geoestatísticas nas ciências agrárias, tem demonstrado uma ascendência significativa. No estudo realizado por Mello et al. (2005), aplicando a geoestatística no inventário florestal, constatou que as

variáveis dendrométricas avaliadas estão estruturadas espacialmente, sendo assim, para o processamento do inventário, o autor recomenda considerar a componente espacial.

Santos et al. (2013) aplicaram técnicas geoestatísticas para avaliar a continuidade espacial e mapeamento de atributos químicos e físicos do solo em diferentes profundidades na Serra da Mantiqueira, Sul do estado de Minas Gerais.

No trabalho de Mello et al. (2012) foi analisada a continuidade espacial do potencial erosivo da chuva e precipitação pluviométrica para o estado do Espírito Santo. Os autores encontraram forte dependência espacial e realizaram o mapeamento por krigagem ordinária.

Acerbi Júnior et al. (2015) utilizaram dos parâmetros dos semivariogramas para detectar mudanças na estrutura espacial após desmatamento no cerrado brasileiro, estado de Minas Gerais.

Nos resultados de Amaral et al. (2013) identificaram forte dependência espacial para o número de espécies e diversidade pelo Índice de Shannon (80 e 87%), em uma Floresta Ombrófila Mista, no estado do Paraná.

Scolforo et al. (2015) utilizaram a krigagem com regressão para mapear a distribuição espacial do estoque de carbono acima do solo em diferentes fitofisionomias no estado de Minas Gerais.

Galeana-Pizaña et al. (2014) modelaram a distribuição espacial de carbono acima do solo em florestas de coníferas no México usando sensoriamento remoto e geoestatística (krigagem com regressão). Du et al. (2010) na China, analisaram a heterogeneidade espacial de biomassa acima do solo de bambu, por meio da krigagem para mapear sua distribuição espacial.

2.7 Distribuição espacial

Para estudar, entender e descrever padrões espaciais em populações e comunidades vegetais é importante quantificar características espaciais e temporais e relacioná-las a processos subjacentes como crescimento, reprodução, competição e mortalidade. O conhecimento da distribuição dos indivíduos de uma espécie é um dos primeiros passos para entender a dinâmica de populações vegetais (SILVA et al., 2012).

Além disso, o comportamento do padrão espacial em diferentes escalas pode auxiliar no planejamento de inventários florestais, na definição do sistema de amostragem a ser utilizado em determinada área, bem como para minimizar impactos ambientais negativos, planejamento de manejo, por meio de mapas (ANJOS et al., 2004; PEREIRA et al., 2006; MACHADO et al., 2012).

Os indivíduos de uma população podem estar localizados ao acaso, agrupados formando manchas ou em intervalos regulares (DALE et al., 2002; LIMA-RIBEIRO; PRADO, 2007; TOWNSEND et al., 2010, SILVA et al., 2012).

O padrão aleatório é considerado quando os indivíduos de uma população apresentam a posição de cada indivíduo independente dos demais, ou seja, qualquer um tem a mesma chance de ocorrer em qualquer ponto da área, sem qualquer relação com as posições dos outros indivíduos da população. Populações com o padrão agregado são caracterizadas pela tendência dos indivíduos ocorrerem em manchas ou grupos, nesse caso a ocorrência de um indivíduo aumenta pela presença de outros. Já populações que apresentam padrão de distribuição uniforme são igualmente espaçadas, ou seja, existe relativa regularidade na ocorrência do indivíduo e a ocorrência de um impede a de outro próximo (TOWNSEND et al., 2010; BERNASOL; LIMA-RIBEIRO, 2010; SILVA et al., 2012).

Fatores bióticos e abióticos influenciam os padrões de distribuição espacial das árvores (LEGENDRE; FORTIN, 1989). Dentre os fatores abióticos citam-se: o tipo de solo, estresse hídrico, altitude e intensidade luminosa. Considerando os fatores bióticos destacam-se: polinizadores, dispersores e espécies competidoras. Assim, diferentes condições ambientais e disponibilidade de recursos, distúrbios naturais ou antrópicos, são alguns dos fatores que influenciam o padrão espacial e a dinâmica das populações vegetais (LUNDBERG; INGVARSSON, 1998; LEITE, 2001; BUDKE et al., 2004).

Em algumas espécies também podem ocorrer diferenças na distribuição espacial dentro de uma mesma população, quando estão relacionadas a classes de tamanho ou estágios de desenvolvimento (SILVA et al., 2012)

Assim, estudos de distribuição espacial de processos pontuais que representam processos estocásticos têm sido amplamente utilizados, principalmente pelo fato do desenvolvimento de softwares de Sistemas de Informações Geográficas (SIG). Essas técnicas de análise espacial associados a pacotes estatísticos podem auxiliar na determinação da existência de agregados relacionados a fatores ambientais dentre outros (DALE et al., 2002; ARAÚJO et al., 2014).

Carvalho et al. (2009) avaliando a estrutura e distribuição espacial do Barbatimão (*Stryphnodendron polyphyllum*) em uma área de cerrado no sudeste de Goiás, por meio do índice de dispersão de Morisita, encontraram um padrão de distribuição agrupado para esta população.

Nos resultados de Bernasol e Lima-Ribeiro (2010) verificando a estrutura espacial e diamétrica de espécies arbóreas e seus condicionantes em um fragmento de cerrado no sudoeste goiano, utilizando as distribuições teóricas de Poisson e Binomial Negativa e os índices de dispersão: razão variância/média e o coeficiente de Green, concluíram que espécies apresentaram distribuição

espacial agregada, com os indivíduos menores espacialmente separados dos maiores.

Nos resultados de Negrini et al. (2012) avaliando a distribuição espacial e estratificação vertical da comunidade arbórea em um fragmento florestal no planalto catarinense, por meio do Índice de Morisita Padronizado. Os autores observaram a predominância foi de espécies com padrão aleatório, tanto considerando o todo, quanto considerando somente às espécies zoocóricas.

2.7.1 Função K de Ripley

A função K de Ripley trata-se de uma análise estatística descritiva do padrão espacial, representada por gráficos baseados na distribuição de Poisson e de simulações de Monte Carlo, que por meio das simulações são gerados envelopes de confiança que auxiliam na descrição do padrão de distribuição espacial (RIPLEY, 1977; CAPRETZ, 2004; CAPRETZ et al., 2012; PEREIRA et al., 2013).

A função consiste em um método que avalia padrões espaciais, baseado em contagem e distância, que utiliza as coordenadas (x, y) de cada evento ocorrido na área de estudo, e avalia a distribuição espacial em diferentes escalas simultaneamente, ocasionando maior flexibilidade em relação a outros métodos (RIPLEY, 1977; RODE et al., 2010; MACHADO et al., 2012; CAPRETZ et al., 2012; SILVA et al., 2012; PEREIRA et al., 2013). Basicamente, um círculo de raio “*h*” é centrado em cada evento, sendo calculada a frequência em que ocorrem outros eventos na área deste círculo (ANJOS et al., 2004).

Por meio da estimativa univariada da função K, é possível testar a hipótese de Completa Aleatoriedade Espacial (CAE), em que é investigada a possibilidade do padrão de distribuição espacial de um evento se comportar de forma agregada, aleatória ou regular. A interpretação dos resultados pode ser

feita por meio dos envelopes de confiança. Se os valores estiverem dentro dos envelopes, o padrão espacial é considerado aleatório, mas para valores fora dos envelopes rejeita-se a hipótese nula, ou seja, para valores positivos o padrão é avaliado como agregado, e para valores negativos, o padrão é regular (CAPRETZ et al., 2012; SILVA et al., 2012; PEREIRA et al., 2013).

Já por meio da função K caso bivariado, é possível testar a hipótese de Completa Independência Espacial (CIE), a qual permite inferir se a relação entre dois grupos de árvores é de atração, independência ou inibição (PEREIRA et al., 2006; RODE et al., 2010; HIGUCHI et al., 2011; MACHADO et al., 2012).

Machado et al. (2012) revelam que por meio da função K bivariada torna-se possível investigar a relação espacial entre duas espécies competidoras em potencial. Conforme Higuchi et al. (2011) a análise da associação espacial entre indivíduos arbóreos é útil para o entendimento da ecologia de populações e de comunidades, subsidiando estratégias de conservação e, ou, de manejo sustentável de espécies arbóreas. Tal relação espacial interespecífica entre indivíduos pode revelar informações relevantes sobre exigências por um mesmo hábitat, partição do hábitat e exclusão competitiva.

No trabalho de Anjos et al. (2004) que avaliaram o padrão de distribuição espacial da araucária (*Araucaria angustifolia*) em algumas áreas do estado do Paraná com uso da função K de Ripley, considerando caso univariado, com e sem marcas (diâmetro à 1,30 m do solo e altura das árvores). Os resultados indicaram uma alta variação no padrão de distribuição espacial das árvores da espécie entre e dentro das tipologias analisadas. Nas áreas de araucária e campo houve o predomínio do padrão agregado, porém foram verificados, na tipologia araucária e imbuia, diversos padrões diferenciados para cada parcela.

Pereira et al. (2006) analisaram aspectos relacionados ao padrão de distribuição espacial da espécie florestal *Cariniana legalis* (Jequitibá rosa) em

Cássia, Minas Gerais, as análises foram feitas por parcela, sendo considerados os casos bivariados (relação espacial entre adultos e regeneração) e os casos univariados (população, adultos e regeneração). Os autores concluíram que não existe dependência espacial entre adultos e regenerantes de Jequitibá rosa.

No trabalho de Pereira et al. (2013), pesquisando o padrão espacial das queimadas ocorridas no norte de Minas Gerais com base na função K de Ripley, em que as queimadas foram divididas em classes de tamanho a fim de melhor ilustrar os padrões espaciais. Os autores constataram que as queimadas totais (tamanho total) e aquelas nas classes de tamanho inferiores a 100 ha apresentaram padrão de distribuição agregado ao longo da escala de análise, no entanto, para as classes de queimadas com áreas superiores a 100 ha, apresentaram padrão aleatório por toda extensão.

Rode et al. (2010) analisaram a estrutura espacial de seis grupos florísticos e das espécies arbóreas de maior valor de importância em cada grupo, sob um povoamento de *Araucaria angustifolia* em uma Floresta Ombrófila Mista, no estado do Paraná. Foi utilizada a função K de Ripley, considerando os casos univariado e bivariado. A independência espacial, das principais espécies foi observada quando a cobertura das araucárias foi menos intensa. Com aumento da densidade, observou-se maior competição entre as espécies, identificadas pela dependência espacial, inibição e atração.

No trabalho de Silva et al. (2008) a estrutura espacial de candeia (*Eremanthus erythropaus*) no sistema de manejo porta sementes, em experimentos implantados em Minas Gerais, avaliada pela função K de Ripley abordando os casos univariados e bivariados (relação de adultos e regenerantes). Os resultados encontrados pelos autores, indicaram que a regeneração apresenta um padrão de distribuição espacial agregado, já as plantas adultas exibiram um padrão agregado passando a aleatório, também foi observado que não houve relação entre adultos e regenerantes.

Machado et al. (2012) analisaram a distribuição espacial de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista Montana, e de três espécies de grupos sucessionais distintos, pela função K de Ripley. A floresta apresentou uma distribuição espacial aleatória, entretanto, as três espécies selecionadas (Araucária, Cafezeiro e Cedro) quando analisadas separadamente, apresentaram um padrão espacial agregado. O Cafezeiro apresentou relação de atração com a Araucária e com o Cedro, porém, estes, por sua vez, apresentaram relação de repulsão entre si.

No estudo realizado por Araújo et al. (2014), com o intuito de analisar o padrão de distribuição espacial de quatro espécies de maior densidade em um fragmento de Floresta Estacional Semidecidual em Minas Gerais, por meio da função K de Ripley na forma univariada, os autores observaram que o padrão de distribuição espacial é diversificado quando se consideram diferentes espécies dentro de uma mesma floresta. Uma mesma espécie apresenta padrão espacial variado quando se consideram diferentes classes de diâmetro, o padrão de agregação é verificado para árvores de menor porte diamétrico, e aleatorização para árvores maiores.

Terra et al. (2017) avaliaram a associação espacial entre árvores em relação ao fluxo de água pelo tronco (escoamento pelo tronco), usando a função K de Ripley bivariada em um fragmento de floresta Atlântica. Os autores constataram a completa aleatoriedade espacial entre as classes de escoamento pelo tronco.

3. CONSIDERAÇÕES GERAIS

No presente trabalho foi observado que a floresta em sucessão secundária (capoeira) apresenta ambiente favorável ao crescimento diamétrico da regeneração natural da *B. excelsa*. O tempo para atingir o diâmetro mínimo para produção de frutos foi inferior aos demais ambientes estudados. Isso sugere o potencial dessas áreas para futuras áreas produtivas de castanha-da-amazônia.

Foi constatado que as árvores produtivas de *B. excelsa* nas classes de produção de frutos estudadas, apresentaram padrão espacial diferenciado, em função dos diferentes ambientes avaliados. A produção de frutos entre árvores de *B. excelsa* não apresenta associação espacial em ambiente de floresta madura de terra firme, porém em ambiente de transição cerrado-floresta foi detectado associação espacial negativa para as diferentes classes de produção.

Os atributos físico-químicos do solo e vegetação arbórea no entorno das árvores de *B. excelsa* foram importantes para explicar a variação da produção de frutos das árvores produtivas. A equação gerada é um passo significativo para entender as variáveis que influenciam na produção de frutos da espécie na floresta nativa.

REFERÊNCIAS

- ACERBI JUNIOR, F. W. et al. Change detection in Brazilian savannas using semivariograms derived from NDVI images. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v.39, n.2, p. 103-109, 2015.
- ALVES, A. et al. (org.). **Boas práticas de coleta, armazenamento e comercialização da castanha**. Associação do povo Indígena Zoró - APIZ. Cuiabá, MT: Defanti, 2008.
- AMARAL, L.P. et al. Variabilidade espacial do Índice de Diversidade de Shannon-Wiener em Floresta Ombrófila Mista. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v.41, n. 97, p. 083-093, 2013.
- ANJOS, A. et al. Análise do padrão de distribuição espacial da Araucária (Araucária Angustifolia) em algumas áreas do Paraná, utilizando a função K de Ripley. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, n. 66, p. 36-45, 2004.
- APARÍCIO, W. C. S. **Estrutura da Vegetação em Diferentes Ambientes na Resex do Rio Cajari: Interações solo-floresta e relações com a produção de castanha**. 2011. 150 p. Tese (Doutorado Ciências Florestais) – Universidade Federal Rural de Pernambuco, Pernambuco, 2011.
- ARAÚJO, E. J. G. et al. Padrão espacial de espécies arbóreas em fragmento de floresta estacional Semidecidual. **Revista de Ciências Agrárias**, Belém, v. 57, n. 2, p. 166-171, 2014.
- BARBEIRO, L. S. S. **Sistema de amostragem para quantificar a produção de sementes de *Bertholletia excelsa* H.B.K (castanha do Brasil) na região de Oriximiná, PA**. 2012. 115 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2012.
- BAYMA, M. M. A. et al. Aspectos da cadeia produtiva da castanha-do-Brasil no estado do Acre, Brasil. **Boletim do Museu Paraense Emílio Goeldi, Ciências Naturais**, Belém, v. 9, n. 2, p. 417-426, 2014.
- BERNASOL, W. P.; LIMA-RIBEIRO, M. S. Estrutura espacial e diamétrica de espécies arbóreas e seus condicionantes em um fragmento de cerrado sentido restrito no sudoeste goiano. **Hoehnea**, São Paulo, v. 37, n. 2, p. 181-198, 2010.
- BRAGA, E. T. M. **Diversidade morfológica e produção de *Bertholletia excelsa* H.B.K. (Lecythidaceae) no sudeste do Estado do Acre, Brasil**. 2007.

60 f. Dissertação (Mestrado em ecologia e manejo de recursos naturais) - Universidade Federal do Acre, Rio Branco, 2007.

BRASIL. Ministério do Meio Ambiente. **Instrução Normativa nº 6, de 23 de setembro de 2008**. Reconhece como espécies da flora brasileira ameaçada de extinção aquelas constantes do Anexo I e reconhece como espécies da flora brasileira com deficiência de dados aquelas constantes do Anexo II a esta Instrução Normativa. Brasília, DF, 2008.

BUDKE, J. C. et al. Distribuição espacial de *Mesadenella cuspidata* (Lindl.) Garay (Orchidaceae) em uma floresta ribeirinha em Santa Maria, RS, Brasil. **Acta Botanica Brasilica**, São Paulo, v. 18, n. 1, 31-35, 2004.

CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração florestal: Perguntas e respostas**. 3ªed. Viçosa, MG: Ed. UFV, 2009. 548 p.

CAPRETZ, R. L. **Análise dos padrões espaciais de árvores em quatro formações florestais do estado de São Paulo, através de análises de segunda ordem, como a função K de Ripley**. 2004. 79 p. Dissertação (Mestrado em Ecologia de Agroecossistemas) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004.

CAPRETZ, R. L. et al. Padrão espacial de quatro formações florestais do estado de São Paulo, através da função K de Ripley. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 22, n. 3, 2012.

CARVALHO, F.A. et al. Estrutura e distribuição espacial do Barbatimão (*Stryphnodendron polyphyllum*) em uma área de cerrado no sudeste de Goiás. **Revista Trópica**, São Luís, v.3, n.1, p.14-20, 2009.

CLARK, I. **Practical geostatistics**. London: Applied Science Publishers, 1979. 130 p.

CYMERYS, M. et al. Castanheira (*Bertholletia excelsa* H.&B.). In: SHANLEY, P.; MEDINA, G. **Frutíferas e Plantas Úteis na Vida Amazônica**. Belém: CIFOR, AMAZON, 2005. 300p.

DALE, M. R. T. et al. Conceptual and mathematical relationships among methods for spatial analysis. **Ecography**, London, v. 25, p. 558-577, 2002.

DU et al. Spatial heterogeneity and carbon contribution of aboveground biomass of moso bamboo by using geostatistical theory. **Plant Ecology**, New York, v. 207, p.131–139, 2010.

FAUSTINO, C. L. et al. Dispersão primária de frutos da castanheira (*Bertholletia excelsa* Bonpl.): importância para o manejo e a conservação da espécie. **Boletim do Museu Paraense Emílio Goeldi**. Ciências Naturais, Belém, v. 9, n. 2, p. 371-379, 2014.

GALEANA-PIZAÑA, J. M. et al. Modeling the spatial distribution of above-ground carbon in Mexican coniferous forests using remote sensing and a geostatistical approach. **International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation**, Belgium, v. 30, p.179–189, 2014.

HIGUCHI, P. et al. Associações espaciais entre indivíduos de diferentes espécies de *Miconia* spp. Ruiz & Pav. (Melastomataceae). **Revista Árvore**, Viçosa, v. 35, n. 3, p. 381-389, 2011.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Produção de extração vegetal e da silvicultura**. Ministério de Planejamento, Orçamento e Gestão, Rio de Janeiro, Brasil, v. 26, 2011.

ISAAKS, E. H.; SRIVASTAVA, R. M. **An introduction to applied geostatistics**. New York: Oxford University, 1989. 560 p.

IVANOV, G.B. **Influência de variáveis dendrométricas anatômicas e ambientais na produção de frutos e sementes de *Bertholletia excelsa* H.B.K.** 2011. 93p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2011.

JOURNEL, A. G.; HUIJBREGTS, C. J. **Mining geostatistics**. Caldwell, Blackburn Press, 2003. 600 p.

KAINER, K.A. et al. Liana loads and their association with *Bertholletia excelsa* fruit and nut production, diameter growth and crown attributes. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 250, p. 147-255, 2006.

KAINER, K. A. et al. Explaining variation in Brazil nut fruit production. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 250, p.244-255, 2007.

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

LEGENDRE, P.; FORTIN, M. J. Spatial pattern and ecological analysis. **Vegetatio**, Belgium, v. 80, p. 107-138, 1989.

LEITE, E. J. Spatial distribution patterns of riverine forest taxa in Brasília, Brazil. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 140, p. 257-264, 2001.

LEMOES, L. M. **Regeneração natural de castanheira da amazônia em diferentes tipologias florestais na Resex Cajari**. 2012. 48p. Monografia (Engenharia Florestal). Universidade do Estado do Amapá, 2012.

LIMA-RIBEIRO, M. S.; PRADO, E. C. Distribuição espacial de uma população de *Vernonia aurea* Mart. ex DC. (Asteraceae) em um fragmento de cerrado no município de Caiapônia, GO, Brasil, **Bioscience Journal**, Uberlândia, v. 23, n. 3, p. 81-89, 2007.

LUNDBERG, S.; INGVARSSON, P. Population dynamics of resource limited plants and their pollinators. **Theoretical Population Biology**, Cambridge, v. 54, p. 44-49, 1998.

MACHADO, F. S. **Manejo de Produtos Florestais Não Madeireiros: Um manual com sugestões para o manejo participativo em comunidades da Amazônia**. Rio Branco, Acre: PESACRE, CIFOR, 2008. 105 p.

MACHADO, S. A. et al. Distribuição espacial de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista Montana. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 42, n. 6, p. 1013-1019, 2012.

MAUÉS, M. M. Reproductive phenology and pollination of the Brazil nut tree (*Bertholletia excelsa* Humb. & Bonpl. Lecythidaceae) in Eastern Amazonia. In: P. KEVAN; V. L. IMPERATRIZ FONSECA (Eds.): **Pollinating bees: the conservation link between agriculture and nature: 245-254**. Ministério do Meio Ambiente, Brasília, 2002.

MELLO, C.R. et al. Distribuição espacial da precipitação e da erosividade da chuva mensal e anual no Estado do Espírito Santo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.36, p.1878-1891, 2012.

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. 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, 2005.
- NEGRINI, M. et al. Dispersão, distribuição espacial e estratificação vertical da comunidade arbórea em um fragmento florestal no planalto catarinense. **Revista Árvore**, Viçosa, v.36, n.5, p. 919-929, 2012.
- ODA-SOUZA, M. et al. Aplicação de métodos geoestatísticos para identificação de dependência espacial na análise de dados de um ensaio de espaçamento florestal em delineamento sistemático tipo leque. **Árvore**, Viçosa, v.32, p: 499-509, 2008.
- PEREIRA, A. A. et al. Análise da distribuição espacial de áreas queimadas através da função K de Ripley. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 41, n. 100, p. 445-455, 2013.
- PEREIRA, A. A. et al. Análise da distribuição espacial de Jequitibá Rosa em uma floresta estacional sub-montana. **Revista Acadêmica**, Curitiba, v. 4, n. 66, p. 21- 34, 2006.
- PERES, C. A.; BAIDER, C. Seed dispersal spatial distribution and populacion structure of Brazil nur trees (*Bertholletia*) in Southeastern Amazonian. **Journal of Tropical Ecology**, Cambridge, v. 13, p. 595-616, 1997.
- PERES, C. A. et al. Demographic threats to the sustainability of Brazil nut exploitation. **Science**, Washington, DC, v. 1, p. 12-14, 2003.
- PINTO, A. et al. **Boas Práticas para Manejo Florestal e Agroindustrial de Produtos Florestais Não Madeireiros**: Açaí, Andiroba, Babaçu, Castanha-do-brasil, Copaíba e Unha-de-gato. Belém, PA: IMAZON; Manaus, AM: SEBRAE-AM, 2010. 180 p.
- POORTER, L.; BONGERS, F. **Ecology of tropical forests**. Wageningen: Wageningen Agricultural University, Departament of Forestry, 1993, 223 p.
- RIPLEY, B. D. Modelling spatial patterns. **Journal of the Royal Statistic Society**, London, v. 39, n. 2, p.172-212, 1977.
- RODE, R. et al. Análise do padrão espacial de espécies e de grupos florísticos estabelecidos em um povoamento de *Araucaria angustifolia* em uma Floresta

Ombrófila Mista no Centro-Sul do Paraná. **Floresta**, Curitiba, v.40, n.2, p. 255-268, 2010.

SALOMÃO, R. P. Densidade, estrutura e distribuição espacial de Castanheira do-brasil (*Bertholletia excelsa* H. & B.) em dois platôs de floresta ombrófila densa na Amazônia setentrional brasileira. **Boletim do Museu Paraense Emílio Goeldi. Ciências Naturais**, Belém, v. 4, n. 1, p. 11-25, 2009.

SALOMÃO, R. P. A castanheira: história natural e importância socioeconômica. **Boletim do Museu Paraense Emílio Goeldi. Ciências Naturais**, Belém, v. 9, n. 2, p. 259-266, 2014.

SALOMÃO, R. P. et al. Castanheira do Brasil recuperando áreas degradadas e provendo alimento e renda para comunidades da Amazônia Setentrional. **Boletim do Museu Paraense Emílio Goeldi. Ciências Naturais**, Belém, v. 1, n. 2, p. 65-78, 2006.

SANTOS, M. C. et al. Spatial continuity of soil attributes in an Atlantic Forest remnant in the Mantiqueira Range, MG. **Ciência e agrotecnologia**, Lavras, v. 37, n. 1, p. 68-77, 2013.

SCHNEIDER, P. R.; SCHNEIDER, P. S. P. **Introdução ao manejo florestal**. 2^a ed. Santa Maria: FACOS/ UFSM, 2008, 560 p.

SCOLES, R.; GRIBEL, R. The regeneration of Brazil nut trees in relation to nut harvest intensity in the Trombetas River valley of Northern Amazonia, Brazil. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, 265, n.1, p. 71-81, 2012.

SCOLFORO, J. R. S. **Biometria florestal**: modelos de crescimento e produção florestal. Lavras: UFLA/FAEPE, 2006.

SCOLFORO, H.F. et al. Spatial distribution of aboveground carbon stock of the arboreal vegetation in Brazilian biomes of Savanna, Atlantic Forest and Semi-arid woodland. **Plos ONE**, London, v.10, p.1-20, 2015.

SERVIÇO FLORESTAL BRASILEIRO: Sistema Nacional de Informações Florestais. **Produção florestal**: produtos não madeireiros. Disponível: <<http://www.florestal.gov.br/snif/producao-florestal/producao>>. Acesso: 05 jan. 2016.

SILVA, K. E. et al. Padrões espaciais de espécies arbóreas tropicais. In: MARTINS, S. V. **Ecologia de Florestas Tropicais do Brasil**. 2ed. Viçosa, MG: Editora UFV, 2012, 371 p.

SILVA, M. A. et al. Análise da distribuição espacial da candeia (*Eremanthus erythropappus* (DC.) Macleish) sujeita ao sistema de manejo porta-sementes. **Cerne**, Lavras, v. 14, n. 4, p. 311-316, 2008.

SOUZA, A.L.; SOARES, C.P.B. **Florestas Nativas**: estrutura, dinâmica e manejo. Viçosa: Editora UFV, 2013, 322 p.

TERRA, M. C. N. S. et al. Stemflow in a neotropical forest remnant: vegetative determinants, spatial distribution and correlation with soil moisture. **Trees**, Berlim, 2017.

TONINI, H. Amostragem para a estimativa de produção de sementes de castanheira do brasil em floresta nativa. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.48, n.5, p.519-527, 2013.

TONINI, H. et al. Estrutura e produção de duas populações nativas de castanheira-do-brasil (*Bertholletia excelsa* O. Berg) em Roraima. **Floresta**, Curitiba, v. 38, n. 3, 2008a.

TONINI, H. et al. Relação da produção de sementes de castanha-do-brasil com características morfométricas da copa e índices de competição. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 43, n. 11, 2008b.

TONINI, H. Fenologia da castanheira-do-brasil (*Bertholletia excelsa* Humb. & Bonpl., Lecythidaceae) no sul do estado de Roraima. **Cerne**, Lavras, v.17, n.1, p. 123-131, 2011.

TONINI, H.; PEDROZO, C. A. Variações anuais na produção de frutos e sementes de castanheira-do-brasil (*Bertholletia excelsa* Bonpl., Lecythidaceae) em florestas nativas de Roraima. **Revista Árvore**, Viçosa, v.38, n.1, p.133-144, 2014.

TOWNSEND, C. R.; BEGON, M.; HARPER, J. L. **Fundamentos em ecologia**. Editora Artmed, São Paulo, 2010.

VANCLAY, J. K. **Modelling forest growth and yield**: applications to mixed tropical forests. Waallingford: CAB International, 1994, 312 p.

VIEIRA, A. H. et al. **Fenologia reprodutiva de castanha-do-Brasil** (*Bertholletia excelsa* Humb. Bonpl.), em **Porto Velho, RO**. EMBRAPA (Boletim de Pesquisa e Desenvolvimento, 61), Porto Velho, 2009.

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

WADT, L.H.O. et al. Sustainable forest use in Brazilian extractive reserves: Natural regeneration of Brazil nut in exploited populations. **Biological Conservation**, London, v.141, n.1, p.332-346, 2008.

WADT, L. H. O. et al. Population structure and nut yield of a *Bertholletia excelsa* stand in Southwestern Amazonia. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 211, p. 371-384, 2005.

YAMAMOTO, J.K., LANDIM, P.M.B. **Geoestatística: conceitos e aplicações**. 1ed. São Paulo: Oficina de Textos, 2013, 215p.

ZUIDEMA, P. A. **Ecology and management of the brazil nut tree (*Bertholletia excelsa*)**. Promab: Scientific series, n. 6, 2003, 111 p.

SEGUNDA PARTE - ARTIGOS

A segunda parte é composta por três artigos científicos, conforme periódico destinado para publicação.

Artigo 1:

Trajetória do crescimento da castanha-da-amazônia (*Bertholletia excelsa* Bonpl.) na Amazônia brasileira

Artigo em processo de submissão: *Journal Forest Ecology and Management* (ISSN: 0378-1127), Fator de impacto: 3.064

Artigo 2:

Associações espaciais da produção de frutos de *Bertholletia excelsa* Bonpl. na Amazônia oriental

Artigo submetido: *Journal Trees* (ISSN: 1432-2285), Fator de impacto: 1.842

Artigo 3:

Modelagem da produção de frutos da castanha-da-amazônia (*Bertholletia excelsa* Bonpl.) na Amazônia oriental

Artigo em processo de submissão: *Journal Forest Ecology and Management* (ISSN: 0378-1127), Fator de impacto: 3.064

ARTIGO 1¹

Trajetória do crescimento da castanha-da-amazônia (*Bertholletia excelsa* Bonpl.) na Amazônia brasileira

Anderson Pedro Bernardina Batista^{1,4}, José Márcio de Mello¹, Henrique Ferrazo Scolforo², Marcelino Carneiro Guedes³, José Roberto Soares Scolforo¹, Rachel L. Cook²

¹Departamento de Ciências Florestais, Universidade Federal de Lavras, Campus Universitário, Campus Box 3037, LEMAF, 37200-000 Lavras, Minas Gerais, Brasil; ²Department of Forestry and Environment Resources North Carolina State University, Campus Box 8001, Raleigh, NC 27695, United States; ³Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa Amapá), Rodovia Juscelino Kubitscheck km05, Macapá, Amapá, Brasil; ⁴Corresponding author (anderson_pedro22@yahoo.com.br)

Resumo

Modelar o crescimento da regeneração natural da castanheira em florestas nativas é importante para o entendimento da ecologia da espécie. Bem como para auxiliar no planejamento da expansão de áreas para produção de sementes, além de fornecer base de informações científicas para avanços da sustentabilidade da produção. Neste sentido, o objetivo deste estudo foi modelar o crescimento de indivíduos de regeneração natural de *B. excelsa* na Amazônia brasileira. O estudo foi realizado na Reserva Extrativista Rio Cajari (Resex Cajari) no Sul do estado do Amapá com dados de monitoramento em diferentes ambientes nativos com ocorrência da espécie. Foi utilizado um modelo de crescimento ao nível de espécie para calcular a taxa de crescimento em diâmetro e estimar a idade em que o povoamento pode atingir o diâmetro mínimo para produção de sementes. A curva gerada pela equação ajustada seguiu a forma padronizada do comportamento exponencial negativo do crescimento diamétrico para a espécie. O tempo necessário para os indivíduos de regeneração natural de *B. excelsa* atingirem determinados diâmetros foi menor para o ambiente de capoeira (floresta em sucessão secundária) quando comparados às florestas

¹ Artigo em processo de submissão: *Journal Forest Ecology and Management* (ISSN: 0378-1127), Fator de impacto: 3.064

madura e transição cerrado-floresta. Os resultados apontaram que o crescimento foi afetado pela redução da densidade no entorno da regeneração natural da espécie. Portanto, a capoeira apresenta ambiente favorável ao crescimento diamétrico da regeneração natural da *B. excelsa*. O tempo para atingir o diâmetro mínimo para produção de frutos (25 cm) na capoeira foi inferior aos demais ambientes estudados e podem ser um indicativo do potencial da capoeira para produção de sementes de castanha no futuro.

Palavras-chave: Modelo de crescimento, Castanha-do-brasil, Reserva Extrativista, Regeneração Natural.

Abstract

Modeling the growth of natural regeneration of Brazil nut trees in native forests is fundamental to understand the species ecology, assist the planning of the expansion of seed production areas, and provide scientific information for production sustainability progress. In this sense, this study aimed to model the diameter growth of natural regeneration of *B. excelsa* in the Brazilian Amazon. This study was carried out in the Extractive Reserve Rio Cajari (Resex Cajari), a conservation unit located in the southern most part of the state of Amapá, with monitoring data in different native environments where the species occurs. A diameter growth model at the species level was used to calculate the growth rate in diameter and estimate the age at which the population reaches the minimum diameter for seed production. The curve generated by the fitted equation followed the standardized negative exponential behavior of the diametric growth of the tree species. The time required for *B. excelsa* of natural regeneration to reach the minimum diameter was shorter in the secondary forest environment when compared with that of the non-flooded forest and Cerrado-forest transition environments. Results indicated that diameter growth was affected by the density decrease surrounding the natural regeneration of the tree species. Therefore, secondary forest is a favorable environment for the diametric growth of *B. excelsa* natural regeneration. The time to reach the minimum diameter for fruit production (25 cm) in the secondary forest may be an indicator of the potential of secondary forest to produce Brazil nut seeds in the future.

Keywords: Growth model, Brazil nut, Extractive Reserve, Natural Regeneration.

Introdução

A floresta amazônica é fonte de recursos naturais, dentre os quais se destacam os produtos florestais não madeireiros (PFNM). Os PFNM ganharam

destaque especialmente pelo valor agregado de produção no Brasil no ano de 2014: açaí (R\$ 211 milhões) e castanha-da-amazônia (R\$ 40 milhões) (IBGE, 2014).

Em termos comerciais, a semente da castanha-da-amazônia (*Bertholletia excelsa* Bonpl.) é o segundo PFSM mais comercializado na região Norte do Brasil (Amazônia brasileira). A castanha é meio de subsistência, geração de renda e manutenção da cultura para milhares de famílias amazônicas tradicionais.

Sua produção é oriunda do sistema extrativista, em que a safra é quase exclusivamente coletada de árvores nativas da floresta amazônica (Ribeiro et al., 2014). As sementes são comercializadas no mercado nacional e internacional, sendo os maiores compradores: Bolívia, Estados Unidos da América, China, União Europeia e Peru (Bayma et al., 2014). É também encontrada em vários países da América do Sul, como: Venezuela, Colômbia, Peru, Bolívia, Suriname, Guiana e Guiana Francesa, porém, com maior concentração na Amazônia brasileira (Zuidema, 2003). Os principais países produtores e exportadores no mundo são a Bolívia, Brasil e Peru (Bayma et al., 2014).

No entanto, existem poucos estudos de identificação e quantificação da regeneração da *B. excelsa* em condições naturais. A regeneração natural da espécie ainda é um tema que gera questões polêmicas quanto ao extrativismo exercido (Guedes et al., 2014). Segundo o estudo realizado por Peres et al. (2003) a intensa retirada de sementes (castanhas) pela coleta, compromete significativamente a regeneração natural das populações de castanha-da-amazônia. Entretanto, outros estudos verificaram que o extrativismo realizado em castanhais nativos com longo histórico de exploração não afeta o estabelecimento de plântulas de *B. excelsa* (Wadt et al., 2008; Scoles e Gribel, 2012; Ribeiro et al., 2014).

Já o efeito da agricultura itinerante (corte e queima em áreas para cultivo) na regeneração natural da *B. excelsa* é bem conhecido pelos extrativistas, que relatam maiores níveis de regeneração nessas áreas do que em florestas não perturbadas (Wadt et al., 2005). A densidade da regeneração natural da espécie nessas áreas conhecidas como capoeiras (florestas em estágios iniciais de sucessão/ floresta secundária) é mais elevada do que em florestas preservadas (Cotta et al., 2008; Paiva et al., 2011).

As maiores taxas de regeneração natural da *B. excelsa* em capoeiras quando comparados com florestas preservadas pode estar relacionado com a maior disponibilidade de luz, além da maior dispersão involuntária das sementes (por cutias e seres humanos) (Scoles e Gribel, 2011; Tuck-Haugaasen et al., 2010; Ribeiro et al., 2014; Scoles et al., 2014). As cutias, por exemplo, quando saciadas escondem as sementes em áreas de capoeira devido à densidade do sub-bosque (Cotta et al., 2008; Tuck-Haugaasen et al., 2010).

Além da maior taxa de regeneração natural, o potencial produtivo de sementes também é maior nas áreas de capoeira devido à produção precoce da espécie (Paiva et al., 2011; Guedes et al., 2014). Apesar do possível potencial das áreas de capoeira para a regeneração natural e produção de frutos, estudos direcionados nessas áreas ainda não foram realizados para investigar a capacidade produtiva e crescimento da regeneração. Desta forma, é preciso avançar em estudos nesse ambiente. As áreas de capoeira, se manejadas, podem auxiliar no planejamento da expansão de áreas para produção de castanhas, no sentido de fornecer base para avanços e sustentabilidade da produção.

Sendo assim, torna-se necessário o entendimento do crescimento da regeneração natural da *B. excelsa* tanto em áreas de capoeira quanto de floresta preservada. Esse entendimento pode ser sintetizado e obtido por modelos de crescimento, os quais auxiliam na previsão das trajetórias da dinâmica da

vegetação, no sentido de obter informações relevantes para a tomada de decisão do manejo e/ou conservação.

Atualmente, outros esforços para modelar o crescimento de árvores foram realizados para a descrição do crescimento de árvores em florestas tropicais (Cunha et al., 2013; Orellana et al., 2016) e para predição do crescimento florestal por árvores individuais para plantios comerciais em florestas tropicais (Sato, 2009; Subedi; Sharma, 2011; Castro et al., 2013).

No trabalho de Sato (2009) foi usado um modelo de dinâmica da vegetação individual para simulação da estrutura e função da vegetação em uma floresta tropical da Malásia. Subedi e Sharma (2011) aplicaram uma abordagem não linear de efeitos mistos para ajustar modelos de crescimento do diâmetro. Os modelos foram usados para prever os diâmetros no futuro das árvores. Recentemente, foi proposto por Roitman e Vanclay (2015), outros métodos para estimar as mudanças dinâmicas da floresta, utilizando modelos de matriz estacionária para avaliar a dinâmica da classe de tamanho de uma floresta no centro do Brasil.

Scolforo et al. (2017) desenvolveram um método para estimar curvas de crescimento diamétrico para espécies nativas da floresta Atlântica a fim de identificar espécies com maior potencial de crescimento para produção madeireira e recuperação de áreas degradadas. Orellana et al. (2016) realizaram um estudo de previsão da dinâmica de uma floresta nativa de Araucária, usando a distância no modelo individual dependente de crescimento de árvores no Sul do Brasil, sugerindo que o modelo utilizado no trabalho foi consistente em projetar o crescimento de espécies na floresta nativa.

No entanto, faz-se necessário o uso de modelos com consistência biológica e matemática para a estimativa das taxas de crescimento a nível das espécies para florestas tropicais. Tendo em vista a limitação de base de dados de longa duração de tempo para descrever as taxas de crescimento das espécies

tropicais, que apresentam dificuldade em formar anéis de crescimento. Neste sentido, foi preferido o modelo proposto por Scolforo et al. (2017) que atende esses requisitos.

No contexto onde as informações sobre o crescimento de espécies nativas amazônicas são escassas, estudos quanto à trajetória do crescimento dos indivíduos de *B. excelsa* na capoeira e floresta preservada podem auxiliar no entendimento da dinâmica de populações. Esse entendimento permite revelar o potencial dessas áreas na formação de futuros castanhais produtivos e revelar que o caminho para renovação dos castanhais é o manejo nas áreas de capoeira.

Sendo assim, o objetivo deste estudo foi modelar o crescimento de indivíduos de regeneração natural de *B. excelsa* na Amazônia brasileira a fim de: 1) conhecer a trajetória do crescimento para três diferentes ambientes (capoeira, floresta madura de terra firme, transição floresta-cerrado); 2) determinar a densidade arbórea em florestas passíveis de serem manejadas, de forma que o tempo de crescimento para produção de sementes seja minimizado.

Material e Métodos

Caracterização da área de estudo

O estado do Amapá ocupa uma área de 142.828 km², que corresponde a 3,9% da região Norte e 1,65% do Brasil. A linha do equador corta o sul do Estado, localizado à margem esquerda do Rio Amazonas. É um dos nove estados que compõe a Amazônia brasileira, situado na Amazônia oriental, cerca de 97% da cobertura florestal ainda preservada. Atualmente, aproximadamente 73% do território do estado do Amapá está sob modalidades especiais de proteção, seja unidades de conservação, terras indígenas ou quilombolas (IEF, 2015).

A área de estudo está situada na Reserva Extrativista do Rio Cajari (Resex Cajari), com área de 501.771 ha, localizada no extremo sul do estado do Amapá (Brasil, 1990). As reservas extrativistas estão inseridas no Sistema

Nacional das Unidades de Conservação da Natureza (SNUC), classificadas como áreas utilizadas por populações extrativistas tradicionais, cuja subsistência baseia-se no extrativismo e, complementarmente, na agricultura de subsistência e na criação de animais de pequeno porte. Essas reservas têm como objetivos básicos: proteger os meios de vida e a cultura dessas populações, e assegurar o uso sustentável dos recursos naturais da unidade (Brasil, 2000).

A específica área de estudo está inserida em uma região que apresenta alta densidade de castanha-da-amazônia. Os locais amostrados são áreas de intensa coleta da semente (Paiva et al., 2011). A vegetação na área de estudo, além das extensas áreas de castanhais, é composta por floresta ombrófila densa e ombrófila aberta, conforme o sistema fisionômico-ecológico (IBGE, 2012), bem como áreas de transição cerrado-floresta (Neves et al., 2016).

O clima da região da Resex Cajari situa-se na transição de clima tropical de savana (Aw) para tropical de monção (Am), segundo a classificação de Köppen (Alvares et al., 2013). Apresenta temperatura média anual acima de 25 °C, com mínima de 18 °C e máxima de 31,5 °C. A precipitação anual em torno de 2.300 mm, com concentração nos meses de dezembro a junho, e seca (precipitação < 100 mm por mês) de setembro a novembro (Souza; Cunha, 2010). Na parte alta de terra firme da Resex onde foi realizado o estudo ocorrem os seguintes tipos de solo: Latossolo Amarelo e Latossolo Vermelho-Amarelo, com ocorrência errática de Plintossolo e uma mancha de Argissolo na face norte (Santos et al., 2015), com altitudes em torno de 150 metros.

Base de dados e amostragem

- Ambiente 1 e 2 (Floresta de terra firme e transição cerrado-floresta)

Nesta região de extensos castanhais foram implantadas 3 parcelas permanentes (300 m x 300 m) na floresta madura de terra firme (Floresta

Ombrófila Aberta) e 3 parcelas permanentes na transição floresta-cerrado. Nos dois ambientes a distância mínima entre parcelas permanentes foi de 1 km.

Para o estudo da regeneração natural no ambiente de floresta madura foram implantadas 16 subparcelas de 25 x 25 m, distribuídas aleatoriamente no interior de cada uma das 3 parcelas permanentes. Para o segundo ambiente (transição cerrado-floresta) foi seguido a mesma estratégia amostral.

No total foram amostradas 96 subparcelas (seis hectares), nos dois ambientes estudados (floresta madura de terra firme e transição cerrado-floresta). Foram medidos em cada subparcela para cada ambiente todos os indivíduos de *B. excelsa* com diâmetro a 1,30 m do solo (DAP) menor ou igual a ≤ 10 cm. A primeira medição ocorreu no ano de 2010 e a segunda no ano de 2011.

- *Vegetação arbórea no entorno da regeneração natural de B. excelsa (ambientes 1 e 2)*

Adicionalmente, foram coletados dados da vegetação arbórea no entorno das castanheiras (*B. excelsa*) com DAP maior ou igual a 3 cm, nos ambientes estudados. Para a coleta dos dados da densidade arbórea no entorno das castanheiras foram utilizadas subparcelas de 10 x 25 m, distribuídas sistematicamente, equidistantes 25 m no interior de cada parcela permanente (300 x 300 m). No ambiente de floresta madura de terra firme foram utilizadas 132 subparcelas, distribuídas nas 3 parcelas permanentes. No ambiente de transição cerrado-floresta foram avaliadas 124 subparcelas.

- *Ambiente 3 (Capoeira/ Floresta secundária)*

Nas áreas da Resex Cajari um terceiro ambiente também foi amostrado. Esse ambiente é composto por vegetação com estágios de sucessão secundária,

denominadas popularmente de capoeiras. Essas áreas estão localizadas nas comunidades agroextrativistas (Figura 1).

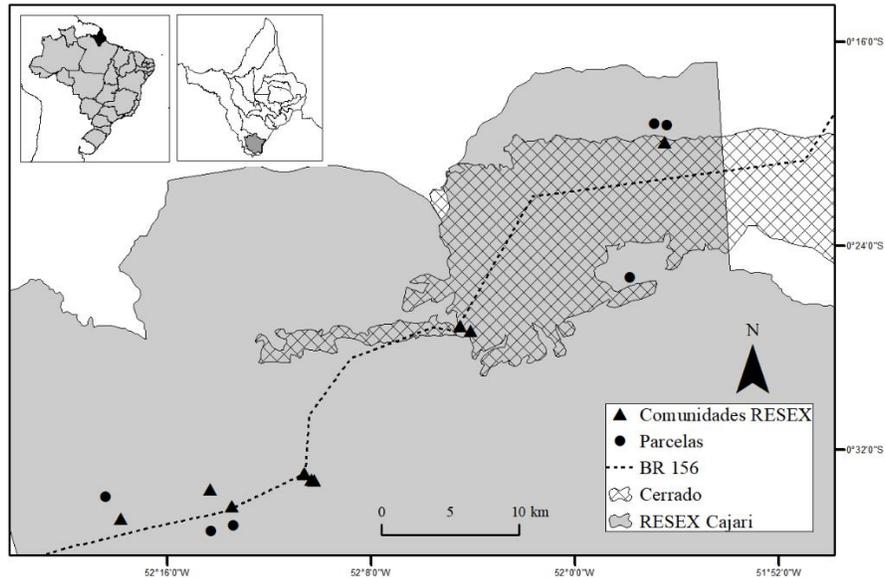


Figura 1. Mapa de localização da Resex do Rio Cajari, com as seis parcelas permanentes de 9 ha e a localização das comunidades extrativistas, sul do Amapá, Brasil.

Para o estudo nas áreas de capoeira foram selecionados locais na Resex Cajari, onde famílias agroextrativistas realizam coleta da castanha (semente). Todos os membros dessas comunidades são agroextrativistas e cultivam principalmente mandioca para produção de farinha. Algumas outras culturas como macaxeira, banana, abóbora, batata doce, milho e feijão-caupi também são plantadas, porém em menor escala. Localizou-se as áreas selecionadas como capoeiras, cujos tamanhos variaram de 0,5 a 2,0 ha. No total foram inventariados 26 hectares de capoeira nas duas ocasiões consideradas neste estudo (2012-2013). Neste ambiente, não foram implantadas parcelas, devido ao tamanho das capoeiras que limitaram a aplicação da mesma metodologia aplicada nos ambientes 1 e 2.

Para o levantamento da regeneração natural da espécie foram contabilizados todos os indivíduos com altura maior que 1,5 m (para facilitar o reconhecimento da espécie), sendo posteriormente mensurado o $DAP \geq 2,5$ cm. Os indivíduos foram georreferenciados por meio de aparelho GPS (Global Positioning System). O primeiro monitoramento foi realizado no ano de 2012 com remedição dos indivíduos sobreviventes no ano de 2013.

Para cada ambiente estudado, floresta madura de terra firme, transição cerrado-floresta e capoeira (1, 2 e 3) foram calculadas: a densidade das árvores regenerantes da espécie estudada e a densidade média da vegetação arbórea no entorno da espécie, exceto para o ambiente 3 (capoeira).

Modelo de crescimento

O estudo foi realizado com dados de castanheiras (*B. excelsa*) nativas nos diferentes ambientes analisados. Para estimar a idade em que o povoamento pode atingir o diâmetro mínimo para produção de sementes foi utilizado a metodologia proposta por Scolforo et al. (2017).

O método desenvolvido possibilita inferir o padrão de crescimento diamétrico ao nível de espécie. A grande vantagem do método é a possibilidade de inferir sobre o crescimento diamétrico de espécies a partir de registros de curto prazo, ou seja, onde ainda não existe longa base histórica acerca do crescimento aliada a impossibilidade de identificação de anéis de crescimento. Maior detalhamento pode ser encontrado em Scolforo et al. (2017).

Pelo método, primeiramente calcula-se a taxa de crescimento (g). Essa taxa é utilizada de forma a reduzir o viés de estimativa (reduzir a escala de variação de crescimento para espécies nativas). A taxa é calculada pela razão em logaritmo neperiano, entre a medição do diâmetro na segunda medição (DAP_2) e primeira medição (DAP_1), e esta razão é então dividida pelo intervalo de tempo (t) entre as medições:

$$g = \left[\frac{\text{Ln} \left(\frac{\text{DAP}_2}{\text{DAP}_1} \right)}{t} \right]$$

Em que: g = taxa de crescimento; DAP_1 = diâmetro obtido no primeiro inventário (cm); DAP_2 = diâmetro obtido no segundo inventário; t = intervalo de tempo entre os monitoramentos (anos); Ln = logaritmo neperiano.

Após o cálculo da taxa de crescimento (g) para todas as árvores da espécie em estudo, a regressão para estimar o crescimento da castanheira foi ajustada \hat{g} . A equação de crescimento permite estimar a curva que corresponde às taxas médias de crescimento diamétrico em função de DAP_1 e da densidade da floresta (Scolforo et al., 2017):

$$\hat{g} = (a + cN) e^{b\text{DAP}_1 + \varepsilon}$$

Em que: \hat{g} = taxa de crescimento estimada; N = densidade da vegetação no entorno da espécie; a , b e c = parâmetros obtidos a partir do ajuste do modelo exponencial; ε = erro aleatório associado ao modelo; os demais termos já foram definidos anteriormente.

Com este modelo (exponencial negativo) é possível obter estimativas do crescimento diamétrico para uma espécie nativa, pois o mesmo representa o comportamento de crescimento diamétrico da floresta tropical nativa (J invertido). Adicionalmente, a variável densidade permite que os diferentes ambientes estudados sejam condensados em apenas uma base de dados, ou seja, as diferentes densidades explicitam o tipo de ambiente observado (Scolforo et al., 2017).

Por meio de cálculo diferencial, a trajetória do crescimento diamétrico em função do tempo (t) é obtida. Essas trajetórias fornecem estimativas do tempo médio necessário para as árvores atingirem certo valor de DAP, a partir de um diâmetro mínimo pré-determinado (Scolforo et al., 2017). Para este

estudo, o diâmetro mínimo pré-determinado foi igual a 2,5 cm, o qual foi o DAP mínimo mensurado dentre as amostras. Isto significa que o tempo estimado de crescimento foi a partir deste diâmetro mínimo, uma vez que não se tem conhecimento do tempo levado para uma árvore atingir este diâmetro.

A trajetória do crescimento diamétrico foi realizada por meio da expressão do tempo (t), que foi desenvolvida da integral do modelo exponencial com inclusão da densidade, conforme demonstrado por Scolforo et al. (2017):

$$t = \frac{1}{(a + cN)} \left(\text{Ln}(\text{DAP}) + \left(\frac{-b\text{DAP}}{1 \times 1!} \right) + \left(\frac{(-b\text{DAP})^2}{2 \times 2!} \right) + \left(\frac{(-b\text{DAP})^3}{3 \times 3!} \right) + \dots - m \right)$$

$$m = \left(\text{Ln}(\text{DAP}) + \left(\frac{-b\text{DAP}_{\min}}{1 \times 1!} \right) + \left(\frac{(-b\text{DAP}_{\min})^2}{2 \times 2!} \right) + \left(\frac{(-b\text{DAP}_{\min})^3}{3 \times 3!} \right) + \dots \right)$$

Em que: t = tempo (idade) após o valor mínimo de diâmetro; m = constante que zera o crescimento em t = 0, para alcançar o diâmetro mínimo (DAP_{min}); DAP_{min} = representa o diâmetro mínimo da árvore n; DAP = representa o diâmetro projetado; Os demais termos já foram definidos anteriormente.

O erro padrão da estimativa (S_{yx}) aliado à análise gráfica foram utilizados para verificar o desempenho do modelo ajustado. Toda a análise foi realizada com auxílio da plataforma R (R Core Team, 2016).

Densidade da vegetação arbórea no entorno da castanheira (B. excelsa)

A partir da regressão ajustada pelo modelo exponencial com inclusão da densidade foi possível avaliar como a densidade arbórea florestal afeta o crescimento da regeneração natural de *B. excelsa*.

A partir da densidade de árvores no entorno da espécie estudada foram consideradas cenários com diferentes densidades, considerando os valores encontrados nos ambientes 1 e 2. Adicionalmente, para o ambiente 3 foram

simuladas densidades correspondentes a: 95%, 90%, 85% e 80% da densidade observada no ambiente 1. Partiu-se do pressuposto que no ambiente 3 (capoeiras) a densidade é inferior aos outros ambientes (1 e 2), por conta do estágio sucessional, considerando o nível de inclusão de DAP ≥ 3 cm, para espécies arbóreas. Em acordo com os resultados de Scoles et al. (2011) que verificaram que esses ambientes apresentam maior taxa de luminosidade, devido a abertura do dossel.

Assim, foram simulados cenários com diferentes densidades (ind. ha⁻¹) para esse ambiente, a fim de avaliar o tempo de crescimento necessário para a espécie alcançar o tamanho mínimo para produção de sementes.

Para definir qual densidade arbórea proporciona crescimento diamétrico em menor tempo foi considerado o crescimento proporcional individual. O crescimento proporcional significa o crescimento diamétrico médio de um indivíduo em relação ao tempo para este atingir o diâmetro desejado, para este estudo, foi considerado o DAP = 25 cm.

$$g = \frac{\pi * D_{25}^2}{40000} / t$$

Em que: g = área basimétrica (m²); D₂₅ = representa o diâmetro mínimo (25 cm); t = o tempo (em anos) para atingir o DAP mínimo.

Resultados

Análise descritiva

As densidades de árvores regenerantes da espécie estudada (*B. excelsa*) e a densidade média da vegetação arbórea no entorno da espécie para cada ambiente estudado: floresta madura de terra firme, transição cerrado-floresta e capoeira estão na Tabela 1. O ambiente 3, que é a transição cerrado-floresta, apresenta dossel mais aberto, quando comparado com os outros castanhais na floresta madura de terra firme, porém a densidade é muito maior.

Tabela 1. Densidade do número de *B. excelsa* regenerante (DCR) e densidade média da vegetação no entorno das castanheiras (N) amostradas nos ambientes estudados na Reserva Extrativista do rio Cajari (Resex Cajari), Sul do Amapá.

Ambiente	DCR (ind. ha ⁻¹)	N (ind. ha ⁻¹)
Capoeira	11	1105*
Floresta	13	1300
Transição Cerrado-Floresta	7	1600

* Como não foram coletados dados da densidade da vegetação arbórea no entorno *B. excelsa* em áreas de capoeira, foi considerado 85% (1105 indivíduos) da densidade encontrada na floresta madura de terra firme (ambiente 1), pois, conforme Scoles et al. (2011) esses ambientes são mais abertos e apresentam maior luminosidade.

Sobre a taxa de crescimento foi possível verificar que a capoeira apresenta média de crescimento diamétrico maior quando comparado aos demais ambientes estudados (Tabela 2).

Tabela 2. Crescimento diamétrico (cm ano⁻¹) da regeneração natural das castanheiras para os ambientes estudados na Reserva Extrativista do rio Cajari (Resex Cajari), Sul do Amapá. Em que: n = número de indivíduos da regeneração natural de castanheira para os ambientes estudados.

Ambiente	Mínimo	Média	Máximo	n	CV (%)
Capoeira	0,0021	0,1205	0,4407	41	76,3
Floresta	0,0003	0,1182	0,4537	33	94,3
Transição Cerrado-Floresta	0,0013	0,0547	0,2080	24	114,9

O crescimento diamétrico médio para o ambiente de floresta madura foi próximo ao encontrado na capoeira. No ambiente de transição cerrado-floresta, em termos de crescimento, a regeneração natural foi menor e com maior variação. Esse ambiente apresenta maior densidade de indivíduos arbóreos no entorno da regeneração natural de *B. excelsa*, o qual pode estar afetando o crescimento da regeneração existente. Além disso, os solos em ambiente de transição cerrado-floresta apresentam menor qualidade química e física, devido à presença de concrecionário laterítico.

Modelo e trajetória de crescimento diamétrico da regeneração natural de *B. excelsa* para os diferentes ambientes

O ajuste geral obtido pela equação de crescimento diamétrico foi apropriado, conforme observado pelo erro residual (S_{xy}) apresentado na Tabela 3. Adicionalmente, os coeficientes estimados foram significativos e com reduzido erro padrão de estimativa.

Tabela 3. Parâmetros estimados e erro padrão da estimativa (S_{xy}) do modelo exponencial com inclusão da densidade (N) considerando todos os ambientes (capoeira, floresta madura e transição cerrado-floresta) para os indivíduos de regeneração natural de *B. excelsa* na Resex Cajari, Sul do Amapá.

Espécie	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	S_{xy}
castanha-da-amazônia	0,34570*	-0,13110*	-0,00011*	0,08153

* Significativos a 5%

A curva gerada pela equação ajustada seguiu em média e de forma padronizada o comportamento exponencial negativo do crescimento diamétrico da espécie, independente do ambiente estudado (Figura 2a). O modelo também representou de forma adequada o crescimento diamétrico da regeneração natural para cada um dos ambientes estudados. Isso reforça o bom comportamento do modelo geral, valida o ajuste do modelo e indica que o fator densidade foi suficiente para descrever a diferença de crescimento diamétrico da espécie nos diferentes ambientes estudados (Figura 2).

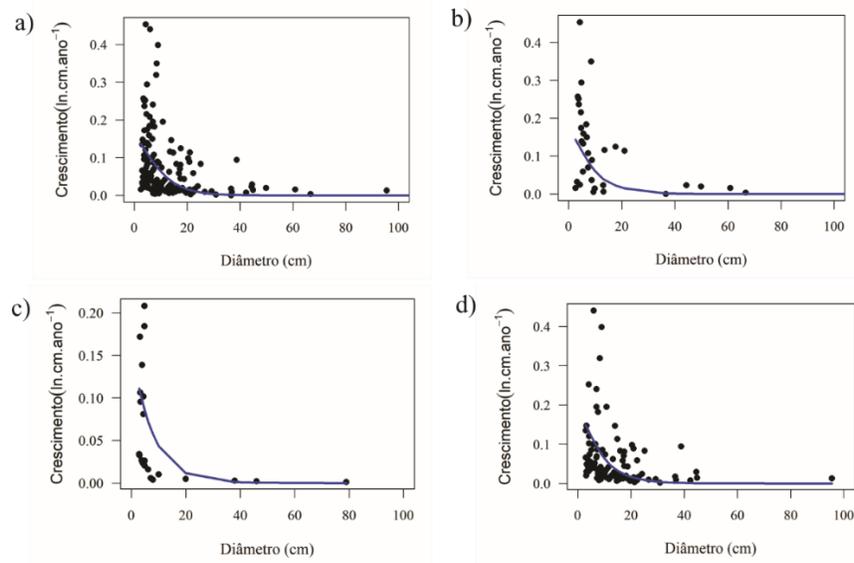


Figura 2. Curva de crescimento diamétrico médio ajustada para regeneração natural e árvores remanescentes de *B. excelsa* nos ambientes estudados: todos os ambientes (a), Floresta madura de terra firme (b), Transição cerrado-floresta (c) e Capoeira (d) na Resex Cajari, Sul do Amapá.

O tempo de crescimento necessário para os indivíduos de regeneração natural de *B. excelsa* atingirem determinados diâmetros foi menor para o ambiente de capoeira quando comparados às florestas maduras e transição cerrado-floresta (Figura 3). Para a capoeira, a estimativa do tempo foi de aproximadamente 45 anos para atingir o diâmetro de 25 cm (considerando capoeiras com densidade média de $1105 \text{ ind. ha}^{-1}$). Para a floresta madura a estimativa para o mesmo diâmetro foi de 50 anos (densidade média de $1300 \text{ ind. ha}^{-1}$). No caso do ambiente de transição cerrado-floresta, o tempo foi de 61 anos (densidade média de $1600 \text{ ind. ha}^{-1}$).

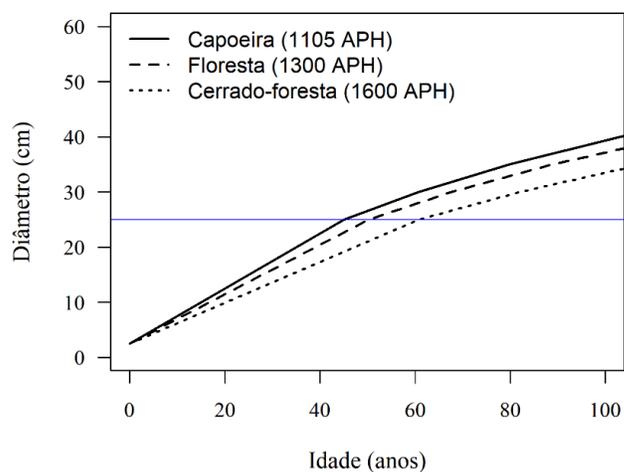


Figura 3. Trajetórias do crescimento médio da regeneração natural de castanha-da-amazônia para diâmetros (destaque 25 cm) nos diferentes ambientes (APH = ind. ha⁻¹) na Resex Cajari, Sul do Amapá.

Efeito da densidade arbórea no crescimento da regeneração natural da *B. excelsa*

Foi observado pelos resultados que para as menores densidades da vegetação arbórea no entorno da regeneração natural da espécie o tempo de crescimento diamétrico foi minimizado. Porém, pensando em aliar florestas passíveis de manejo (capoeira) que agreguem a produção de frutos em consonância com a estrutura e riqueza de espécies no ambiente natural, questiona-se: Existe uma densidade arbórea ideal para o favorecimento do crescimento da espécie?

Assim, foram simulados cenários para observar o comportamento do tempo de crescimento diamétrico da regeneração natural de *B. excelsa* em diferentes densidades (ind. ha⁻¹) (Figura 4).

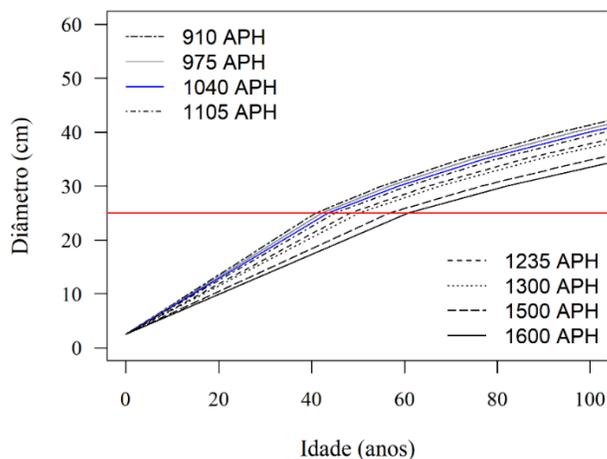


Figura 4. Cenários simulados para o tempo de crescimento do diâmetro (destaque para o diâmetro de 25 cm) da *B. excelsa* em diferentes densidades (APH = ind. ha⁻¹) de indivíduos da vegetação arbórea vizinha, na Resex Cajari, Sul do Amapá.

Para favorecer o crescimento de *B. excelsa*, os resultados deste estudo apontam que o crescimento é afetado conforme a redução da densidade. Analisando os cenários simulados, notam-se indícios de poucas diferenças no tempo de crescimento para as densidades entre 910 e 1105 indivíduos por hectare para a região estudada.

Entretanto, quando se avalia o crescimento proporcional para diferentes densidades simuladas, observa-se que não existe ganho de crescimento com densidade arbórea inferior a 1040 indivíduos ha⁻¹ (Figura 5). Observa-se pelo crescimento proporcional, que o comportamento do crescimento da espécie é similar a partir de uma densidade da vegetação arbórea de 1040 ind. ha⁻¹ ou inferior.

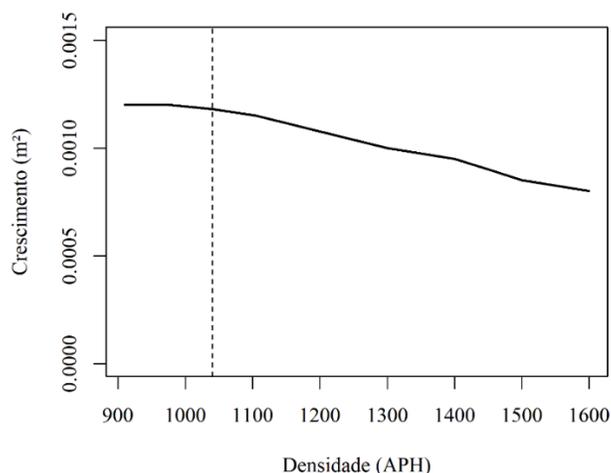


Figura 5. Crescimento proporcional individual (m^2) em diferentes densidades da vegetação arbórea vizinha ($APH = \text{ind. ha}^{-1}$) (linha contínua preta), com destaque para a densidade de $1040 \text{ ind. ha}^{-1}$ (linha tracejada) na Resex Cajari, Sul do Amapá.

Discussão

Este estudo apresenta um modelo de crescimento pioneiro para revelar as trajetórias do crescimento da regeneração natural de castanha-da-amazônia em floresta nativa na Amazônia. Mesmo com a limitação dos dados que restringe o poder de inferência, foi possível realizar projeções do crescimento do diâmetro para diferentes ambientes na Amazônia oriental brasileira. Este trabalho representa um passo importante para o entendimento da ecologia da espécie em diferentes ambientes naturais revelando a trajetória do crescimento da regeneração natural da espécie, e podendo auxiliar no planejamento e ações de manejo das populações de castanha-da-amazônia.

O modelo foi ajustado de forma satisfatória, seguiu a forma da curva de crescimento exponencial para todos os ambientes estudados. As curvas de crescimento de diâmetro em relação ao tempo para todos os ambientes seguiu o formato sigmoidal. Portanto, o método proposto e utilizado no estudo foi

eficiente quanto a respeitar as fases do crescimento da árvore, ou seja, à medida que atinge fases maduras seu crescimento torna-se mais lento atingindo a fase de senescência.

O menor tempo de crescimento da espécie em ambientes de capoeiras era esperado, devido a menor densidade de indivíduos arbóreos no entorno, o que acarreta em uma maior disponibilidade de luz (Scoles et al., 2011), água e nutrientes para o desenvolvimento das plântulas regenerantes. Resultados semelhantes foram observados por Scolforo et al. (2017) para duas espécies nativas em fragmentos de floresta, ratificando que o modelo descreve o conceito biológico.

No presente estudo, foi observado que no ambiente de floresta secundária o tempo de crescimento estimado para atingir o diâmetro mínimo produtivo foi inferior quando comparado com os ambientes de floresta (floresta de terra firme e transição cerrado-floresta) que pode ser considerado um indicio que favorece o manejo da produção de frutos de castanha-da-amazônia. O tempo de crescimento mais curto das árvores da espécie em ambientes de florestas secundárias era esperado, devido à menor densidade de árvores, o que resulta em uma maior disponibilidade de luz, água e nutrientes para o desenvolvimento da regeneração das plântulas.

A rápida produção de frutos com 25 cm de diâmetro, favorece o manejo das áreas da floresta secundária em comparação com a floresta de terra firme, cuja produção de frutos inicia a partir de 38 cm de diâmetro (Zuidema 2003; Guedes et al., 2014). Segundo Myers et al. (2000) plântulas em floresta secundária e pastagens apresentam maior potencial osmótico, foliar, conteúdo de nutrientes e biomassa radicular do que plântulas em clareiras na floresta, que demonstra a superioridade das áreas de florestas secundárias para o estabelecimento de plântulas de castanha-da-amazônia. Possível justificativa para a produção de frutos precoce nessas áreas. Este resultado pode ser

considerado satisfatório para auxiliar a tomada de decisões sobre a conservação e manejo do ambiente de capoeira, com o objetivo de produzir frutos no futuro próximo.

Pelos resultados da estimativa do tempo de crescimento diamétrico da regeneração natural da *B. excelsa* foi possível inferir sobre o potencial do ambiente capoeira para expansão das áreas produtivas de sementes no futuro. Peña-Claros et al. (2002) encontraram resultados positivos para o plantio de enriquecimento com a *B. excelsa* em capoeiras, ratificando os resultados encontrados neste estudo.

As capoeiras apresentam características peculiares, sendo que a sua composição e estrutura dependem da idade. Além disso, o manejo é mais fácil do que a floresta preservada, pois a estrutura da capoeira é mais simples (Lamprecht, 1990). Outro indício do potencial das capoeiras é a abundância da regeneração natural da espécie que é superior nesses ambientes quando comparada às florestas preservadas (Cotta et al., 2008; Guedes et al., 2014).

Deve-se ressaltar o importante papel das capoeiras para segurança alimentar dos agroextrativistas, por meio da produção agrícola. Tendo em vista que, a coleta de frutos ocorre apenas no primeiro semestre do ano, concentrada, principalmente, nos meses de março a maio na região da Amazônia oriental. Assim sendo, no período de entressafra, a agricultura familiar garante o sustento das famílias extrativistas da região.

O potencial do crescimento da regeneração natural encontrado nas áreas de capoeira sugere que castanhais podem ter sido originados de influências antrópicas por antigas populações indígenas que habitaram a região amazônica, conforme alguns autores relatam (Scoles e Gribel, 2011; Shepard Júnior e Ramirez, 2011; Guedes et al., 2014; Thomas et al., 2015). Este fator confirma o papel importante das comunidades tradicionais na manutenção das populações de *B. excelsa*.

A regeneração natural de *B. excelsa* em capoeira apresenta elevado potencial de rebrota, mesmo após queimadas e não morrem com o fogo (Paiva et al., 2011; Guedes et al., 2014). As taxas de crescimento de plântulas de *B. excelsa* são maiores em áreas de floresta secundária do que em floresta (Scoles et al., 2011). Desta forma, o manejo do processo de regeneração natural das *B. excelsa* em áreas floresta secundária demonstram potencial para produção de frutos e estrutura populacional que justificam o manejo e conservação dessas áreas para formação de novos castanhais produtivos. Esses resultados sugerem que o manejo florestal de uso múltiplo pode ser considerado uma alternativa para a extração sustentável de *B. excelsa*, mas estudos adicionais são necessários.

No presente estudo foi encontrado a densidade de 1040 ind.ha⁻¹ para favorecimento do crescimento de *B. excelsa* no ambiente de capoeira, em acordo com a base de dados disponível para a realização do estudo. Nesta perspectiva, a redução da densidade arbórea a partir de 1040 ind. ha⁻¹ não acrescenta vantagem no crescimento diamétrico da regeneração natural da espécie. Com essa densidade o crescimento diamétrico proporcional individual evidencia uma tendência de estabilização. Impacto disso é que por meio dessa densidade é possível aliar o favorecimento do crescimento da *B. excelsa* para proporcionar uma produção de frutos em menor tempo sem comprometer uma possível regeneração com diversidade arbórea nativa no ambiente de capoeira.

Nos resultados encontrados por Scolforo et al. (2017) em fragmentos de floresta nativa, Brazil, os autores observaram maior taxa de crescimento para *Triplaris gardneriana* com 0.039 ln(cm) ano⁻¹, com densidade média de 1239 ind.ha⁻¹, que sugere que menores densidades favoreceram o crescimento da espécie. No entanto, no estudo realizado por Orellana et al. (2016) em floresta nativa, sul do Brasil, as espécies emergentes tenderam a crescer, em área basal, independentemente das condições de densidade da floresta.

De acordo com Tonini et al. (2008), a carência de conhecimentos científicos sobre o comportamento e crescimento diamétrico das espécies nativas da região amazônica são motivos de dificuldades para o melhor aproveitamento das áreas em capoeiras, o que reforça as análises feitas por esse estudo e motivam análises futuras a medida que se aumenta a base histórica de dados e de manejo da espécie.

Conclusão

A floresta em sucessão secundária (capoeira) apresenta ambiente favorável ao crescimento diamétrico da regeneração natural da *B. excelsa*. O tempo para atingir o diâmetro mínimo para produção de frutos (25 cm) na capoeira foi inferior aos demais ambientes estudados.

A partir da densidade arbórea (árvores por hectare) de 1040 ind. ha⁻¹ (ou inferior) no entorno da regeneração natural da espécie estudada, o tempo de crescimento do diâmetro não foi alterado.

Os resultados encontrados podem ser um indicativo do potencial da capoeira, e subsidiar o manejo dessas áreas para produção de sementes de castanha no futuro. Também podem servir de base para auxiliar na decisão dos agroextrativistas na proteção e manejo. Além disso, servir de incentivo para enriquecimento com castanheiras nessas áreas próximas às comunidades humanas tradicionais e diminuir as distâncias para os castanhais. Assim, a conservação e o manejo das capoeiras podem ser considerados um componente essencial e de grande potencial para perpetuação do extrativismo sustentável da castanha na região amazônica.

Referências

Alvares, C.A., Stape, J.L., Sentelhas, P.C., Gonçalves, J.L.M., Sparovek, G., 2013. Köppen climate classification map for Brazil. Meteorol. Z. 22, 711–728.

Bayma, M.M.A., Malavazi, F.W. Sá, C.P., Fonseca, F.L., Andrade, E.P., Wadt, L.H.O., 2014. Aspectos da cadeia produtiva da castanha-do-brasil no estado do Acre, Brasil. Bol. Mus. Para. Emílio Goeldi, sér. Ciências Naturais. 9(2), 417-426.

Brasil, 1990. Decreto N° 99.145 de 12 de março de 1990, Criação da Reserva Extrativista do Rio Cajari.

Brasil, 2000. Lei 9985/00 que institui o Sistema Nacional de Unidade de Conservação da Natureza.

Castro, R.V.O., Soares, C.P.B., Leite, H.G., Souza, A.L., Nogueira, G.S., Martins, F.B. 2013. Individual growth model for Eucalyptus stands in Brazil using artificial neural network. ISRN Forestry. doi 10.1155/2013/196832.

Condit, R., Hubbell, S.P., Foster, R.B., 1993. Identifying fast-growing native trees from the Neotropics using data from a large, permanent census plot. For. Ecol. Manage. 62 (1-4), 123-143.

Cotta, J.N., Kainer, K.A., Wadt, L.H.O., Staudhamme, C.L.R., 2008. Shifting cultivation effects on Brazil nut (*Bertholletia excelsa*) regeneration. For. Ecol. Manage. 256(1-2), 28-35.

Cunha, T.A., Finger, C.A.G.; Schneider, P.R., 2013. Linear mixed model to describe the basal area increment for individual cedro (*Cedrela odorata* L.) trees in occidental Amazon, Brazil. Ci. Fl. 23(3): 461 – 470.

Drummond, J.A., Dias, T.C.A.C., Brito, D.M.C., 2008. Atlas das Unidades de Conservação do Estado do Amapá. Macapá: MMA/IBAMA-AP; GEA/SEMA.

Guedes, M.C., Neves, E.S., Gomes, E., Paiva, P.M., Costa, J.B., Freitas, M.F., Lemos, L.M., 2014. Castanha na roça: expansão da produção e renovação dos castanhais em áreas de agricultura itinerante no Amapá. Bol. Mus. Para. Emílio Goeldi, sér. Ciências Naturais. 9(2), 381-398.

IBGE, 2012. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Manual técnico da vegetação brasileira: 1-271. IBGE (Manuais Técnicos em Geociências, 1), Rio de Janeiro.

IBGE, 2014. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Diretoria de Pesquisas, Coordenação de Agropecuária, Produção da Extração Vegetal e da Silvicultura.

IEF, 2015. Instituto Estadual de Florestas do Amapá – IEF/AP. Plano Anual de Outorga Florestal do Estado do Amapá – PAOF 2016. Macapá, AP: IEF, 2015. 98p

Lamprecht, H., 1990. Silvicultura nos trópicos: ecossistemas florestais e respectivas espécies arbóreas; possibilidades e métodos de aproveitamento sustentado. Eschborn: Gmbh, p. 343.

Myers, G. P., Newton, A. C., Melgarejo, O. 2000. The influence of canopy gap size on natural regeneration of Brazil nut (*Bertholletia excelsa*) in Bolivia. *For. Ecol. Manage.* 127(1-3): 119-128.

Neves, E.S., Wadt, L.H.O., Guedes, M.C., 2016. Estrutura populacional e potencial para o manejo de *Bertholletia excelsa* (Bonpl.) em castanhais nativos do Acre e Amapá. *Sci. For.* 44 (109), 19-31.

Orellana, E., Figueiredo Filho, A., Péllico Neto, S., Vanclay, J. K., 2016. Predicting the dynamics of a native *Araucaria* forest using a distanceindependent individual tree-growth model. *Forest Ecosystems*, 3:12. doi 10.1186/s40663-016-0071-x

Paiva, P.M., Guedes, M.C., Funi, C., 2011. Brazil nut conservation through shifting cultivation. *For. Ecol. Manage.* 261(3), 508-514.

Peña-Claros, M., Boot, R.G.A., Dorado-Lora, J., Zonta, A., 2002. Enrichment planting of *Bertholletia excelsa* in secondary forest in the Bolivian Amazon: effect of cutting line width on survival, growth and crown traits. *For. Ecol. Manage.* 161, 159–168.

Peres, C.A., Baider, C., Zuidema, P.A., Wadt, L.H.O., Kainer, K.A., Gomes-Silva, D.A.P., Salomão, R.P., Simões, L.L., Francisiosi, E.R.N., Valverde, F.C., Gribel, R., Shepard Jr, G.H., Kanashiro, M., Coventry, P., Yu, D.W., Watkinson, A.R., Freckleton, R.P., 2003. Demographic threats to the sustainability of Brazil nut exploitation. *Science.* 302 (5653), 2112-2114.

R Core Team, 2016. R: A Language and Environment for Statistical Computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna. <<http://www.R-project.org> > (accessed 20 November 2016).

Ribeiro, M.B.N., Jerozolinski, A., Robert, P., Salles, N.V., Kayapó, B., Pimentel, T.P., Magnusson, W.E., 2014. Anthropogenic landscape in Southeastern Amazonia: Contemporary impacts of low-intensity harvesting and dispersal of brazil nuts by the Kayapó indigenous people. *Plos One*. 9(7), 1-8.

Roitman, I., Vanclay, J.K., 2015. Assessing size–class dynamics of a neotropical gallery forest with stationary models. *Ecol. Model.* 297, 118–125.
doi:10.1016/j.ecolmodel.2014.11.009

Salomão, R.P., Rosa, N.A., Castilho A., Morais, K.C., 2006. Castanheira-do-brasil recuperando áreas degradadas e provendo alimento e renda para comunidades na Amazônia Setentrional. *Bol. Mus. Para. Emílio Goeldi, sér. Ciências Naturais*. 1 (2), 65-78.

Salomão, R.P., 2009. Densidade, estrutura e distribuição espacial de castanheira-do-brasil (*Bertholletia excelsa* H. & B.) em dois platôs de floresta ombrófila densa na Amazônia setentrional brasileira. *Bol. Mus. Para. Emílio Goeldi, sér. Ciências Naturais*. 4 (1), 11-25.

Salomão, R.P., Santana, A.C., Brienza Júnior, S., Rosa, N.A., Precinoto, R.S., 2014. Crescimento de *Bertholletia excelsa* Bonpl. (castanheira) na Amazônia trinta anos após a mineração de bauxita. *Bol. Mus. Para. Emílio Goeldi, sér. Ciências Naturais*. 9 (2), 307-320.

Santos, R.D., Curi, N., Shimizu, S. H., 2015. *Guia Prático para Classificação de Solos Brasileiros*, first ed. Lavras, Minas Gerais.

Sato, H. 2009. Simulation of the vegetation structure and function in a Malaysian tropical rain forest using the individual based dynamic vegetation model SEIB-DGVM. *For. Ecol. Manage.*, 257(11), 2277-2286.

Scoles, R., Gribel, R., 2011. Population structure of Brazil nut (*Bertholletia excelsa*, Lecythidaceae) stands in two areas with diferente occupation histories in the Brazilian Amazon. *Hum. Ecol.* 39 (4), 455-464.

Scoles, R., Gribel, R., Klein G.N., 2011. Crescimento e sobrevivência de castanheira (*Bertholletia excelsa* Bonpl.) em diferentes condições ambientais na região do rio Trombetas, Oriximiná, Pará. *Bol. Mus. Para. Emílio Goeldi, sér. Ciências Naturais*. 6 (3), 273-293.

- Scoles, R., Gribel, R., 2012. The regeneration of Brazil nut trees in relation to nut harvest intensity in the Trombetas River valley of Northern Amazonia, Brazil. *For. Ecol. Manage.* 265 (1), 71-81.
- Scolforo, H.F., Scolforo, J.R.S., Thiersch, C.R., Thiersch, M.F., Mctague, J.P., Burkhart, H., Ferraz Filho, A.C., Mello, J.M., Roise, J., 2017. A new model of tropical tree diameter growth rate and its application to identify fast-growing native tree species. *For. Ecol. Manage.* 400, 578–586.
<http://dx.doi.org/10.1016/j.foreco.2017.06.048>
- Shepard Jr., G.H., Ramirez, H., 2011. “Made in Brazil”: human dispersal of the Brazil nut (*Bertholletia excelsa*, Lecythidaceae) in ancient Amazonia. *Econ. Bot.* 65 (1), 44-65.
- Souza, E.B., Cunha A.C., 2010. Climatologia de precipitação no Amapá e mecanismos climáticos de grande escala. In: Cunha A.C., Souza E.B., Cunha H. F.A. (Orgs.), *Tempo, clima e recursos hídricos: resultados do Projeto REMETAP no estado do Amapá*. IEPA, Macapá, pp. 177-195.
- Subedi, N., Sharma, M. 2011. Individual tree diameter growth models for black spruce and jack pine plantation in northern Ontario. *For. Ecol. Manage.*, 261(11), 2140 – 2148.
- Thomas, E., Caicedo, C.A., McMichael, C.H., Corvera, R., Loo, J., 2015. Uncovering spatial patterns in the natural and human history of Brazil nut (*Bertholletia excelsa*) across the Amazon Basin. *J. Biogeogr.* 42, 1367–1382.
- Tonini, H., Oliveira Junior, M.M.C., Schwengber, D., 2008. Crescimento de espécies nativas da Amazônia submetidas ao plantio no estado de Roraima. *Ci. Fl.* 18(2), 151-158.
- Tuck Hugaasen, J.M., Hugaasen, T., Peres, C.A., Gribel, R., Wegge, P., 2010. Seed dispersal of the Brazil nut tree (*Bertholletia excelsa*) by scatter-hoarding rodents in a central Amazonian forest. *J. Trop. Ecol.* 26, 251–262.
- Wadt, L.H.O., Kainer, K.A., Gomes-Silva, D.A.P., 2005. Population structure and nut yield of a *Bertholletia excelsa* stand in Southwestern Amazonian. *For. Ecol. Manage.* 211(3), 371-384.
- Wadt, L.H.O., Kainer, K.A., Staudhammer, C.L., Serrano, R.O.P., 2008. Sustainable forest use in Brazilian extractive reserves: Natural regeneration of Brazil nut in exploited populations. *Biol. Conserv.* 141(1), 332-346.

Zuidema, P.A., 2003. Ecology and management of the brazil nut tree (*Bertholletia excelsa*). *Promab.* 6, 111.

ARTIGO 2²

Associações espaciais da produção de frutos de *Bertholletia excelsa* Bonpl. na Amazônia oriental

Anderson Pedro Bernardina Batista^{1,4}, José Márcio de Mello¹, Marcela Castro
Nunes Santos Terra¹, Marcelino Carneiro Guedes², João Domingos Scalon³,
Lucas Rezende Gomide¹

¹Departamento de Ciências Florestais, Universidade Federal de Lavras, Campus Universitário, Campus Box 3037, LEMAF, 37200-000 Lavras, Minas Gerais, Brasil; ²Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa Amapá), Rodovia Juscelino Kubitschek km05, Macapá, Amapá, Brasil; ³Department de Estatística, Universidade Federal de Lavras, Campus Universitário, Campus Box 3037, 37200-000 Lavras, Minas Gerais, Brazil; ⁴Corresponding author (anderson_pedro22@yahoo.com.br)

Resumo: A castanha-da-amazônia (*Bertholletia excelsa*) é uma das espécies arbóreas nativas mais importantes da região pelo seu uso tradicional e geração de renda. Melhores práticas de manejo e conservação só serão possíveis com o conhecimento profundo da ecologia da espécie. O presente estudo buscou revelar alguma forma de associação espacial (atração ou repulsão) na produção de frutos de indivíduos de *B. excelsa* em ambientes de floresta madura de terra firme e transição cerrado-floresta no sul do Amapá, Amazônia brasileira. Foram testadas, para cada área, diferentes classes de produção (número de frutos). Para analisar a hipótese de associação espacial, foi utilizada a função K de Ripley bivariada. O ambiente pode exercer influência no padrão espacial de produção de frutos de *B. excelsa*, uma vez que os resultados foram diferenciados entre as tipologias. A produção de frutos não apresentou nenhuma associação espacial em ambiente de floresta madura de terra firme, porém, no ambiente de transição cerrado-floresta, foi encontrada associação espacial negativa (repulsão) dos indivíduos nas diferentes classes de produção analisadas. Isso sugere que a produção de frutos da *B. excelsa* apresenta distintas relações espaciais para diferentes ambientes.

² Artigo submetido *Journal Trees* (ISSN: 1432-2285), Fator de impacto: 1.842

Palavras-chave: castanha-da-amazônia, função K de Ripley bivariada, Reserva Extrativista.

Spatial associations of fruit yield of *Bertholletia excelsa* Bonpl. in Eastern Amazon

Abstract: Brazil nut (*Bertholletia excelsa*) is one of the most important native tree species of the Amazon region for its traditional use and income generation. Better management and conservation practices will only be possible with an in-depth knowledge of the species ecology. This study aimed to reveal the existence of spatial association (attraction or inhibition) in the fruit yield of *B. excelsa* individuals in non-flooded forest and Cerrado-forest transition environments in southern Amapá, Brazilian Amazon. Different yield classes (number of fruits) were tested for each area. The bivariate Ripley's K-function was used to analyze the hypothesis of spatial association. The different results among typologies reveal that the environment may influence the spatial association of *B. excelsa* fruit yield. The non-flooded forest environment presented no spatial association of individuals for fruit yield. However, the Cerrado-forest transition environment showed a negative spatial association of individuals (inhibition) in the different yield classes analyzed. This fact suggests that *B. excelsa* fruit yield has a distinct spatial association for different environments.

Key words: Brazil nut, bivariate Ripley's K-function, Extractive Reserve.

Introdução

O manejo sustentável de recursos florestais deve partir do conhecimento profundo das espécies envolvidas. No Brasil, um dos produtos florestais não madeireiros de maior destaque, é a castanha advinda do extrativismo da espécie *Bertholletia excelsa* (castanha-da-amazônia), em florestas nativas na Amazônia (Wadt et al., 2005; Shepard; Ramirez, 2011). Nesse sentido, um dos grandes desafios para o extrativismo é aumentar a produção de frutos sem comprometer a sustentabilidade ecológica da espécie. Tendo em vista que o sucesso comercial pode ser alcançado pelo nível máximo de frutificação e variação mínima anual, aliados ao alto valor econômico do produto (Kainer et al., 2007). No entanto, entender e estimar a produção da *B. excelsa* ainda é um enigma, visto que o

número de frutos varia muito entre anos e entre árvores (Kainer et al., 2007; Guedes et al., 2014).

Até o momento, estudos realizados com a espécie atestaram que os principais fatores que determinam a variabilidade na produção de frutos são: tamanho da árvore (principalmente o diâmetro do tronco); atributos da copa, como posição sociológica e infestação por cipós; variações temporais inerentes à própria planta; fatores climáticos, como a precipitação; nutrição, além de fatores genéticos e interações com polinizadores, predadores e dispersores (Wadt et al., 2005). Esses estudos sempre analisaram as relações com a produção, sem considerar as interações com a localização geográfica das árvores e que pode existir alguma relação espacial. Desta forma, a investigação das relações espaciais da produtividade pode ser um primeiro passo para fornecer novas perspectivas importantes sobre os processos que afetam a ecologia populacional (Perry et al., 2006).

Muitos são os trabalhos que exploram a distribuição espacial de espécies (Condit et al., 2000; Thomas et al., 2015; Fibich et al., 2016). Porém, na maioria dos casos, estes trabalhos se limitam a analisar a ocorrência, desvendando padrões de agregação, uniformidade ou aleatoriedade. No entanto, avaliar associações espaciais de atributos de uma espécie pode acrescentar importantes informações, revelando, por exemplo, determinadas exigências/preferências de habitat, elucidando processos de competição intraespecífica por recursos (Hart; Marshall, 2009). Logo, estes estudos de associação espacial representam uma importante ferramenta para o entendimento da ecologia de comunidades e populações. Quando abordados em diferentes escalas no espaço e mesmo em ambientes distintos, podem contribuir ainda mais para o entendimento do comportamento da espécie em termos de ocorrência e até da produtividade.

O presente estudo partiu da hipótese que existe associação espacial (positiva ou negativa) entre árvores com diferentes níveis de produção de frutos

de *B. excelsa* em florestas nativas na Amazônia brasileira. Assim, o objetivo foi verificar a associação espacial da produção de frutos da espécie em ambientes distintos no sul do Amapá, Amazônia brasileira. Com isso, busca-se revelar se árvores da espécie podem limitar a produção de frutos de outras, em diversas classes de produção. Desta forma, essas informações, além de elucidar aspectos da ecologia da espécie, podem contribuir para subsidiar estratégias mais adequadas de manejo sustentável.

Material e Métodos

Caracterização da área de estudo

A área de estudo (Figura 1) está situada na Reserva Extrativista do Rio Cajari (Resex Cajari), com área de 501.771 ha, localizada no extremo sul do estado do Amapá (Brasil, 1990). As reservas extrativistas estão inseridas no Sistema Nacional das Unidades de Conservação da Natureza (SNUC), classificadas como áreas utilizadas por populações extrativistas tradicionais, cuja subsistência baseia-se no extrativismo e, complementarmente, na agricultura de subsistência e na criação de animais de pequeno porte. Essas reservas têm como objetivos básicos: proteger os meios de vida e a cultura dessas populações, e assegurar o uso sustentável dos recursos naturais da unidade (Brasil, 2000).

Todos os membros das comunidades inseridas na Resex Cajari são agroextrativistas e cultivam principalmente, mandioca para produção de farinha. Algumas outras culturas, como macaxeira, banana, abóbora, batata doce, milho e feijão-caupi também são plantadas, porém em menor escala.

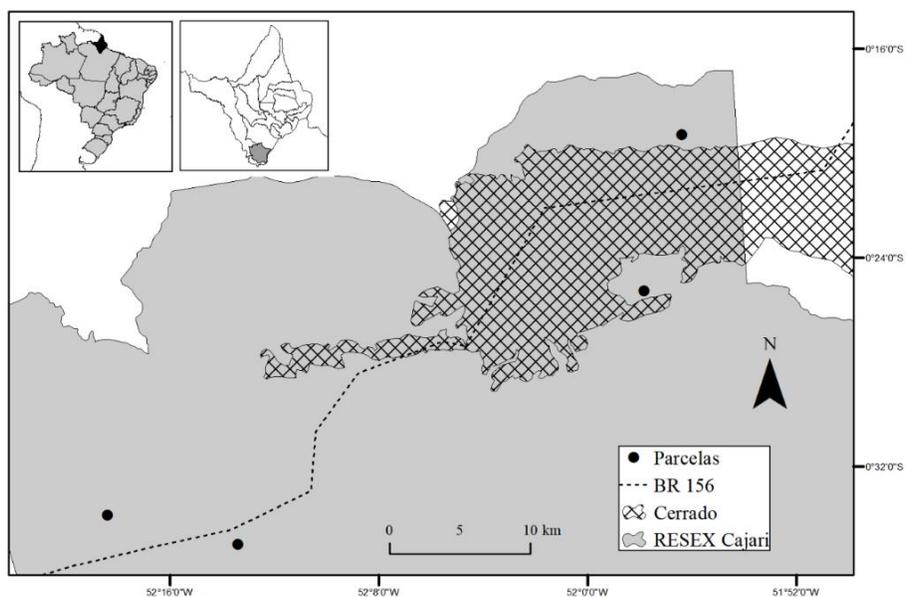


Figura 1. Área de estudo com a localização das parcelas de 9 ha cada (P1, P2, P3 e P4) estudadas, para avaliação da associação especial da produção de frutos de castanha-da-amazônia na Resex Cajari, sul do Amapá, Amazônia brasileira.

A específica área de estudo está inserida em uma região de alta densidade de *B. excelsa*. O local amostrado pode ser considerado de intensa coleta de sementes (Paiva et al., 2011). A vegetação na área, além das extensas áreas de ocorrência da espécie, é composta por floresta ombrófila densa e ombrófila aberta, conforme o sistema fisionômico-ecológico (IBGE, 2012), bem como áreas de transição cerrado-floresta (Neves et al., 2016).

O clima da região da Resex Cajari situa-se na transição de clima tropical de savana (Aw) para tropical de monção (Am), segundo a classificação de Köppen. Apresenta temperatura média anual acima de 25 °C, com mínima de 18 °C e máxima de 31.5 °C. A precipitação anual gira em torno de 2.300 mm, com concentração nos meses de dezembro a junho, e período menos chuvoso (precipitação < 100 mm por mês) de setembro a novembro (Souza; Cunha, 2010). Na parte alta de terra firme da Resex onde foi realizado o estudo ocorrem

os seguintes tipos de solo: Latossolo Amarelo e Latossolo Vermelho-Amarelo, com ocorrência errática de Plintossolo e uma mancha de Argissolo na face norte (Santos et al., 2015), com altitudes em torno de 150 metros.

Base de dados e amostragem

Foram utilizadas neste estudo quatro parcelas permanentes de 300 x 300 metros (9 hectares) utilizadas em estudos anteriores (Paiva et al., 2011; Neves et al., 2016). Duas parcelas (P1 e P2) estão inseridas em área de floresta madura de terra firme (Floresta Ombrófila Aberta) e duas parcelas (P3 e P4) inseridas em área de transição cerrado-floresta. As parcelas estão divididas em transectos (linhas) paralelos e equidistantes 50 m. Os transectos foram marcados para auxiliar na localização e no mapeamento das árvores da espécie.

Nas parcelas foram localizadas as árvores da espécie (*B. excelsa*) com diâmetro à 1,30 m do solo (DAP) maior ou igual a 10 cm, que foram identificados, plaqueteados e georreferenciados com auxílio de Global Positioning System (GPS). Para a análise, foram selecionadas as castanheiras com DAP maior do que o DAP da menor castanheira produtiva em cada parcela (P1=38cm, P2=36cm, P3=31cm e P4= 31cm), para não incluir os indivíduos jovens ainda não reprodutivos, na análise espacial.

Os dados da produção foram contabilizados pela quantidade de frutos caídos sob a copa das árvores. Nesta fase, a caracterização seguiu uma situação real de extrativismo, na mesma época e utilizando as mesmas ferramentas e práticas tradicionais utilizadas pelos extrativistas da região. A produção foi contabilizada em número total dos frutos por indivíduo, durante a época de fevereiro a abril do ano corrente em que são realizadas as coletas de frutos.

Devido à variação no período de maturação dos frutos entre árvores da espécie, é comum que o extrativista retorne na área para uma segunda ou até

terceira etapa de coleta de frutos na época da safra. Essas coletas subsequentes também foram consideradas na amostragem.

Nos casos de dúvidas quanto à separação dos frutos sob as copas sobrepostas das árvores de *B. excelsa*, a produção de frutos desses indivíduos sobrepostos foram excluídos das análises. Foi analisada a produção de todas as parcelas no mesmo ano.

Dividiu-se a produção de frutos, para cada parcela, em diferentes classes de produção (número de frutos) para posterior análise de associação espacial.

Tabela 1. Classes de produção de número de frutos analisadas e respectivo número de árvores de *Bertholletia excelsa* nas parcelas amostradas em diferentes ambientes estudados na Resex Cajari, sul do Amapá, Amazônia brasileira.

Classes de produção (nº de frutos)	Nº de árvores (P1)	Nº de árvores (P2)	Nº de árvores (P3)	Nº de árvores (P4)
1 >1< 25	62	34	119	87
2 > 25<50	55	30	53	56
3 > 50<100	44	25	30	42
4 >100<200	36	20	11	17
5 >150<200	23	13	3	13
6 >200<250	13	9	1	6
7 >250<300	6	9	-	4
8 >300<350	3	7	-	1
9 >350	3	5	-	-

Análise dos dados

As associações espaciais da produtividade de frutos entre indivíduos de *B. excelsa* foram analisadas por meio da função K bivariada proposta por Lotwick e Silverman (1982) como uma extensão da função K univariada (Ripley, 1976), que leva em consideração a ocorrência de duas distribuições. Neste caso, a função foi utilizada para testar a hipótese nula de completa independência espacial (CIE) entre as classes de produtividade de frutos analisadas. Portanto, a hipótese avaliada é que existe alguma associação espacial

(positiva ou negativa) entre indivíduos em diferentes classes de produtividade de frutos. Desta forma, o contexto bivariado, $\widehat{K}_{12}(h)$ refere-se ao estimador da função K bivariada para a variável 1 (classe de maior produtividade de frutos) em relação à variável 2 (classe de menor produtividade de frutos).

$$\widehat{K}_{12}(h) = \frac{|A|}{n_1 n_2} \sum_{i=1}^{n_1} \sum_{j=1}^{n_2} \frac{I_h(u_{ij})}{w_{ij}^*}$$

Em que: $\widehat{K}_{12}(h)$ é o estimador da função K bivariada; h é o raio do círculo centrado em cada evento; $I_h(u_{ij})$ é uma função indicatriz ou função peso, igual a 1 quando é menor que as distâncias h e 0 caso contrário; n_1 e n_2 são os números de eventos do primeiro e segundo processo no mapa analisado com área $|A|$; e w_{ij} : é um fator de correção que representa a proporção da circunferência ao redor de um evento i , passando sobre o evento j que está dentro de $|A|$, considerando a seguinte relação das variáveis: $* w_{ij} = (n_1 w_{ij} + n_2 w_{ji}) / (n_1 + n_2)$

O raio máximo de busca, ou seja, a distância máxima sob a qual a função K é estimada foi dada pela regra que considera 0,25 da maior distância entre dois eventos na área de estudo, conforme Diggle (2003).

Para facilitar a interpretação e estabilizar a variância do estimador da função K foi utilizado um estimador linear centrado em zero dessa função, denominada função L , conforme a equação abaixo (Diggle, 2003; Baddeley; Turner, 2005).

$$\widehat{L}(h) = \sqrt{\frac{\widehat{K}_{12}(h)}{\pi}} - h$$

A significância da hipótese de CIE foi testada por meio de envelopes de confiança construídos por simulações de Monte Carlo (Diggle, 2003). Foram geradas 99 simulações sob a hipótese de CIE. A análise foi feita de forma gráfica para facilitar a visualização dos desvios em relação à hipótese nula. Foram armazenados os valores máximos e mínimos, para cada distância h , das estimativas da função K bivariada calculadas em cada configuração simulada

para gerar os envelopes de confiança. O nível de significância foi dado por $\alpha = 2/(s+1)$, em que s é o número de simulações. Os valores das estimativas observadas, máximas, mínimas são plotados em um gráfico em função das distâncias h . A hipótese de CIE é aceita quando os valores estimados pela função K observada permanecem dentro dos limites do envelope de confiança. Caso contrário, existem indícios de relação espacial da produtividade de frutos entre os indivíduos de *B. excelsa*, seja de atração (K estimados acima do máximo), ou repulsão quando a função K estimada for negativa (K estimados abaixo do mínimo).

Os cálculos foram realizados na plataforma R (R Core Team, 2017), por meio do pacote *spatstat* (Baddeley; Turner, 2005).

Resultados

As áreas estudadas são conhecidas pela alta densidade de ocorrência da espécie, sendo denominadas popularmente de castanhal pelos extrativistas da região. Na parcela 1 (P1) em ambiente de floresta madura de terra firme, foram encontradas 76 árvores da espécie (Figura 2), sendo que 14 indivíduos (18%) não produziram nenhum fruto no ano avaliado. A árvore de menor diâmetro que produziu frutos tinha 38 cm. Para a parcela 2 (P2) também em floresta de terra firme, foram encontradas 34 árvores, sendo apenas um indivíduo não produziu fruto. A árvore de menor diâmetro que produziu frutos foi com 36 cm. Na parcela 3 (P3), que está inserida em ambiente de transição cerrado-floresta, foram encontradas 119 árvores, que produziram pelo menos um fruto, sendo a menor com 31 cm de diâmetro. Por fim na parcela 4 (P4) foram amostradas 93 árvores da espécie, sendo que 6 não produziram frutos e a menor árvore produtiva apresentou 31 cm de diâmetro (Figura 2).

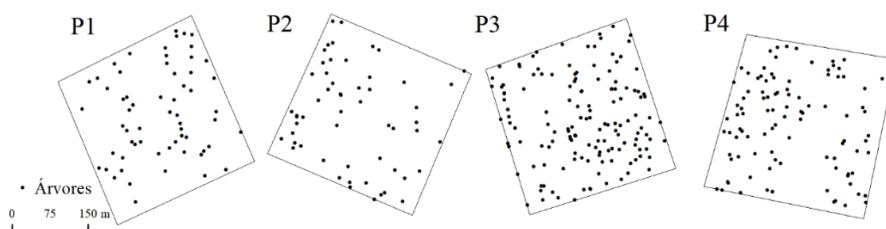


Figura 2. Distribuição espacial das árvores de *B. excelsa* nas parcelas P1, P2, P3 e P4 amostradas nos ambientes de floresta nativa (floresta madura de terra firme e floresta de transição cerrado-floresta) na Resex Cajari, sul do Amapá, Amazônia brasileira.

Foi verificado que em ambiente de transição cerrado-floresta, há maior número de árvores produtivas, quando comparado com floresta madura. No entanto a produção total e individual em número de frutos foi maior para os indivíduos no ambiente de floresta madura de terra firme. Observou-se que a variabilidade da produção em número de frutos por indivíduo de *B. excelsa* para todos os ambientes estudados foi superior a 100% (Tabela 2) demonstrando a alta variabilidade individual da produção de frutos nos locais estudados.

Tabela 2. Produção em número de frutos de *Bertholletia excelsa* para parcelas amostradas em diferentes ambientes estudados na Resex Cajari, sul do Amapá, Amazônia brasileira.

Parcela	Ambiente	Mínimo	Máximo	Média	Total	CV%
1	Floresta madura	0	1027	117	8867	127
2	Floresta madura	0	861	181	6321	106
3	Transição cerrado-floresta	1	218	39	4652	106
4	Transição cerrado-floresta	0	309	63	5877	111

Por meio dos envelopes de confiança da função K bivariada foi analisada a hipótese de CIE entre os indivíduos em diferentes classes de produção de frutos.

No ambiente de floresta madura de terra firme (parcelas P1 e P2) a análise das associações espaciais intraespecíficas demonstrou completa independência espacial entre os indivíduos nas diferentes classes de produção para diferentes escalas de distâncias analisadas. Todas as classes de produção analisadas nas parcelas P1 e P2 aceitaram a hipótese CIE para todas as escalas de distâncias, ou seja, a função K estimada (linha contínua) permanece no envelope de confiança, junto a função teórica considerando um processo de poisson (linha tracejada), hipótese de CIE (Figura 3a, b, c, d). Isso significa que os indivíduos de *B. excelsa* com alta e baixa produção de frutos nesse ambiente não demonstraram nenhuma relação espacial, ou seja, são independentes.

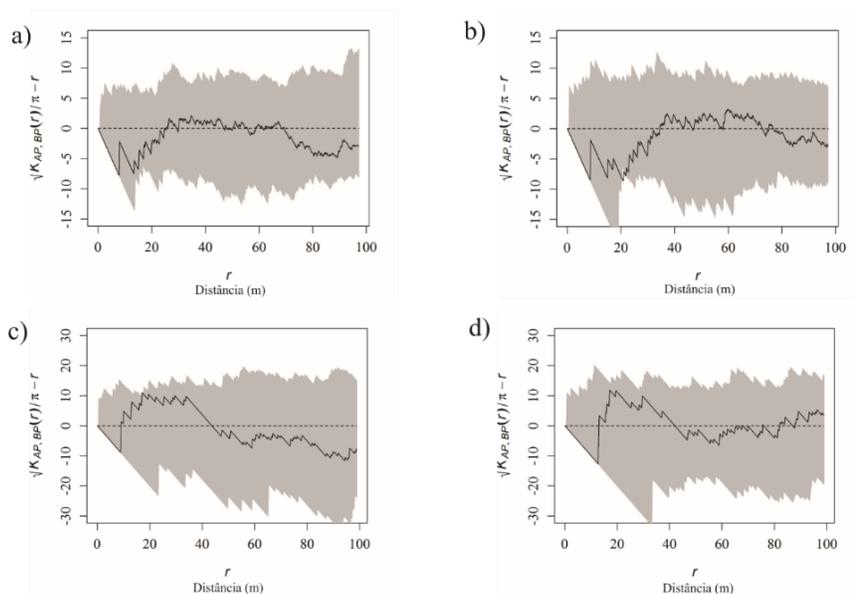


Figura 3. Ambiente de floresta madura de terra firme: Associação entre árvores produtivas > 100 frutos para P1 (a) e associação entre produtivas >200 frutos para P1 (b). Associação entre árvores produtivas > 100 frutos para P2 (c) e associação entre produtivas >200 para P2 (d) na Resex Cajari, sul do Amapá, Amazônia brasileira.

As parcelas P3 e P4, localizadas no ambiente de transição cerrado-floresta, rejeitaram a hipótese CIE para algumas escalas de distância, sugerindo associação negativa (Figura 4). Para a parcela P3 na classe de produção de frutos >25 foi verificada completa independência espacial para a distâncias de 0 até aproximadamente 30 metros, a partir de 30 metros a hipótese de CIE foi rejeitada e assumiu-se relação espacial de inibição (negativa) para essa classe de produção de frutos. Desta forma, indivíduos com produção de frutos acima de 25 apresentaram relação de inibição com indivíduos que produziram abaixo de 25 frutos em escalas de distância a partir de 30 metros (Figura 4a).

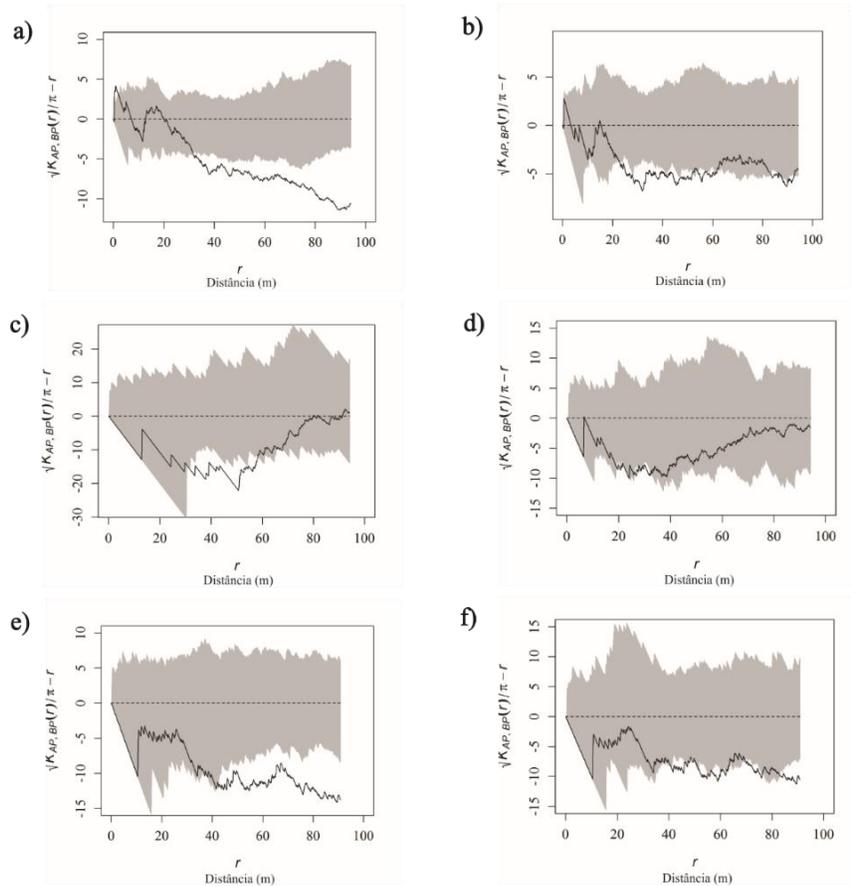


Figura 4. Ambiente de transição cerrado-floresta: Associação entre produtivas >25 para P3 (a); Associação entre produtivas > 50 para P3 (b). Associação entre

produtivas > 100 para P3 (c). Associação entre produtivas > 150 frutos para P3 (d). Associação entre produtivas > 100 para P4 (e). Associação entre produtivas > 150 frutos para P4 (f) na Resex Cajari, sul do Amapá, Amazônia brasileira.

Na classe de produção de frutos >50 (Figura 4b) para P3, também foi observada que a hipótese de CIE foi aceita apenas para as menores distâncias (de 0 até 30 m). No entanto, entre 30 e 60 metros rejeita-se a hipótese de CIE e aceita-se relação espacial negativa, ou seja, os indivíduos com produção superior a 50 frutos apresentam dissociação (repulsa ou inibição) com indivíduos com produção inferior a 50 frutos.

Para a classe de produção de frutos >100 na parcela P3 (Figura 4c) os resultados foram semelhantes. A hipótese de CIE é aceita apenas para pequenas distâncias (de 0 até 20 m), isso significa que a repulsão não é detectada em pequenas escalas nesse ambiente (inferiores a 30 m). A partir de 20 metros existe relação de inibição dos indivíduos para as classes de produção de frutos, até 60 metros, voltando a ter CIE para distâncias acima de 60 metros.

Para a classe de produção de frutos >150 na P3 (Figura 4d) no ambiente de transição cerrado-floresta a hipótese de CIE foi aceita para todas as escalas de distância. No entanto, foi verificada pela análise gráfica do envelope de confiança, possível tendência de repulsão nas distâncias entre 20 e 40 metros. As classes de produção de frutos superiores (>200) não foram calculadas, devido ao número de árvores que foi insuficiente para as análises.

Na parcela P4 também no ambiente de transição cerrado-floresta para a classe de produção de frutos >100 (Figura 4e), foi observada que a hipótese de CIE foi aceita apenas para as menores distâncias (de 0 até 30 m) e a partir de 30 metros rejeita-se a hipótese de CIE e aceita-se relação espacial negativa, ou seja, os indivíduos com produção superior a 100 frutos apresentam tendências de inibição a presença de árvores da espécie com produção inferior a 100 frutos.

Para a classe de produção de frutos >150 na P4 (Figura 4f) o resultado foi semelhante ao encontrado na P3, visto que a hipótese de CIE foi aceita para todas as escalas de distância. Porém, também foi verificada pela análise gráfica do envelope de confiança, possível tendência de repulsão nas distâncias acima de 40 metros.

Discussão

A análise da Completa Independência Espacial (CIE) entre classes de produção de frutos da *B. excelsa* não revelou relação de associação espacial entre os indivíduos na floresta madura de terra firme, ou seja, a produção das árvores ocorre de forma independente entre os indivíduos. No entanto, foi verificada associação espacial negativa (repulsão) no ambiente de transição cerrado-floresta. Isto quer dizer que a presença de uma árvore com uma determinada produção, influencia a produção da árvore vizinha. Os resultados sugerem que em ambientes diferentes, fatores distintos afetam a relação da produção dos indivíduos da espécie.

Assim, em ambiente florestal, habitat natural da *B. excelsa* (Salomão, 2009), que representa um local menos estressante, o ambiente mais favorável em termos de condições e recursos, pode ser uma possível explicação para a independência espacial entre indivíduos de diferentes classes de produção de frutos. Já em ambiente de transição cerrado-floresta, onde o local é mais estressante/seletivo (Saboya e Borghetti, 2012), existe associação negativa, sugerindo repulsão por competição intraespecífica por recursos, ou mesmo escassez de recurso.

Alguns trabalhos desenvolvidos na Amazônia em ambientes de floresta nativa confirmaram que fatores relacionados à história de vida da árvore e ao ambiente influenciam a produção, constatando que variáveis como: diâmetro (DAP), tipo morfológico, posição, forma, área e presença de cipós na copa

apresentam correlação significativa com a produção de frutos e sementes da *B. excelsa* em florestas naturais (Wadt et al., 2005; Kainer et al., 2006; Kainer et al., 2007). Por exemplo, Kainer et al. (2007), no Acre, Brazil, observaram que o diâmetro do tronco explicou pouco mais de 50% da variação da produção de frutos de *B. excelsa*. Neste mesmo estudo, os autores observaram redução significativa na produção de frutos de indivíduos com a redução da precipitação em anos de seca prolongada. Zuidema (2003) confirma a redução na produção para uma população de *B. excelsa*, no ano de 1998 no Peru, que coincide com o fenômeno El Niño, que reduziu consideravelmente a precipitação na região. Assim, no ambiente de floresta, outros fatores que não são relacionados à associação espacial, parecem influenciar na produtividade da espécie.

Possíveis hipóteses para explicar a associação espacial de repulsão (inibição) de indivíduos das classes de produção de frutos em áreas de transição com o cerrado são: (1) a maior competição devido a maior densidade de *B. excelsa* nesse ambiente, (2) bem como o solo de pior qualidade química (maior acidez e menor fertilidade) e física, devido à presença de Plintossolo.

Tendo em vista que diferentes padrões espaciais podem refletir diferentes habilidades das espécies para sobreviver à competição intra e interespecífica durante a sucessão (Getzin et al., 2008), no presente caso, no ambiente de transição cerrado-floresta, fatores como a disponibilidade de nutrientes no solo, a densidade de indivíduos da espécie e vizinhança arbórea (Neves et al., 2016), podem estar limitando a produtividade de frutos. Tal fato sugere que o efeito do ambiente e da competição intraespecífica e interespecífica por recursos ocorre de forma mais acentuada nesse ambiente, pois mesmo com maior densidade de *B. excelsa* produtivas, foi observado menor número de frutos produzidos (ver Tabela 1). Isso sugere que o ambiente de transição cerrado-floresta favoreceu uma colonização em massa da espécie, resultando em maior competição intraespecífica e conseqüentemente afetando a produtividade

individual de frutos. Conforme Townsend et al. (2010) os efeitos da competição intraespecífica são maiores quanto maior a densidade de competidores, ou seja, a competição intraespecífica é dependente da densidade.

Se por um lado existe competição por recurso, esse também é mais escasso no ambiente cerrado. Solos de cerrados possuem, em geral, menor retenção de umidade, o que afeta na disponibilidade hídrica. E, sendo a competição pela água, que resulta das chuvas, um dos principais fatores determinantes da dinâmica das savanas (Jeltsch et al., 2000). Isso provavelmente ocorre no ambiente de transição, pois, na situação de déficit hídrico, os indivíduos mais e menos produtivos influenciam na produtividade uns dos outros (inibição) como visto no presente trabalho. Esses resultados sugerem que o ambiente é determinante na associação espacial da produtividade de frutos da espécie estudada.

Outro fato interessante é que, se por um lado, a ocorrência da *B. excelsa* no ambiente de transição cerrado-floresta provavelmente está relacionado às condições de disponibilidade de luz, que favorece a espécie (Cotta et al., 2008; Scoles et al., 2012), aparentemente esse ambiente não favorece a produtividade, pois foi encontrada associação espacial de inibição entre indivíduos de classes superiores de produção de frutos. Sendo assim, pode-se inferir que os efeitos do ambiente de transição cerrado-floresta favorecem a ocorrência e aumenta a densidade da espécie, porém, a consequência é a maior competição intraespecífica entre os indivíduos da população. O que certamente influenciou na produção de frutos por árvore neste ambiente.

Há também que considerar que, os seres humanos contribuíram historicamente para a distribuição da *B. excelsa*, influenciando sua abundância, principalmente na formação de altas densidades, denominadas manchas, agrupamentos ou castanhais. Tal influência histórica humana positiva pode ter sido predominantemente não-intencional (Scoles e Gribel, 2011; Shepard;

Ramirez, 2011; Scoles; Gribel, 2012), porém certamente causou consequências na produção de frutos dos indivíduos da espécie.

A ocorrência da *B. excelsa* nas florestas maduras da Amazônia está associada com locais de influências humanas, as chamadas “terras pretas arqueológicas da Amazônia” (*Amazonian Dark Earth soils*) e geoglifos (Scoles; Gribel, 2012; Thomas et al., 2015), que são áreas de alta fertilidade do solo (Moline; Coutinho, 2015). Esse fato pode ter um efeito positivo na produção de frutos da espécie nas áreas de floresta madura de terra firme, tendo em vista que, a maior produção foi encontrada em áreas de maior proximidade das comunidades extrativistas e ocorrência de terra preta. Sendo assim, possivelmente esses ambientes são menos susceptíveis a fatores que limitam sua produção de frutos, por isso, os indivíduos das classes de maior produção podem ocorrer de forma independente na área para as escalas analisadas, ou seja, não foram encontradas associações espaciais.

Em ambiente de floresta madura, nos resultados de Tonini et al. (2008) a competição apresentou pouco efeito sobre a produção de sementes para árvores adultas de *B. excelsa* em florestas nativas, porém, houve tendência de diminuição da produção de frutos com o aumento da competição.

Outros autores (Fibich et al., 2016), também observaram que o ambiente determina o padrão de distribuição espacial das espécies. A distribuição desigual dos recursos limitados podem influenciar os padrões e processos demográficos das espécies. Consequentemente, a dinâmica das populações e feedbacks ecológicos podem interagir de forma complexa (Condit, 2000). Segundo Getzin et al. (2008), diferentes processos ecológicos podem existir a nível espacial, em diferentes escalas, por exemplo, interações bióticas, principalmente na escala de vizinhança. No presente caso, além do efeito dos diferentes ambientes na associação espacial da produção de frutos, fatores históricos relacionados à ocorrência em áreas preferenciais (locais com ocorrência de terra preta), bem

como atuação de dispersores, polinizadores, patógenos e até mesmo a densidade de indivíduos podem exercer influências na produção de frutos de *B. excelsa*.

Conclusão

A análise de padrão de pontos por meio da função K na forma bivariada identificou diferentes relações espaciais da produção de frutos de *B. excelsa* nos ambientes estudados.

A Completa Independência Espacial entre as diferentes classes de produção de frutos nas áreas de florestas nativas não era esperada. Os ambiente analisados responderam de forma distinta, ou seja, existe influências espaciais na produção de frutos de *B. excelsa*.

Assim, o presente trabalho salienta que a produção de frutos entre árvores de *B. excelsa* não apresenta nenhuma associação espacial em ambiente de floresta madura de terra firme, porém em ambiente de transição cerrado-floresta foi detectado associação espacial negativa dos indivíduos nas diferentes classes, devido as condições adversas deste ambiente.

Referências

- Baddeley, A.; Turner, R. (2005). Spatstat: An R package for analyzing spatial point patterns. *Journal of Statistical Software*, 12(6): 1-42.
- Brasil (1990) Decreto N° 99.145 de 12 de março de 1990, Criação da Reserva Extrativista do Rio Cajari.
- Brasil (2000). Lei 9985/00 que Institui o Sistema Nacional de Unidade de Conservação da Natureza.
- Condit R, Ashton PS, Baker P, Bunyavejchewin S, Gunatilleke S, Gunatilleke N, Hubbell SP, Foster RB, Itoh A, LaFrankie JV, Lee HS, Losos E, Manokaran N, Sukuwar R, Yamakura T (2000) Spatial patterns in the

distribution of tropical tree species. *Science* 288:1414-1418. doi: 10.1126/science.288.5470.1414

Cotta JN, Kainer KA, Wadt LHO, Staudhammer CL (2008). Shifting cultivation effects on Brazil nut (*Bertholletia excelsa*) regeneration. *For Ecol Manage* 256(1-2): 28-35. doi: 10.1016/j.foreco.2008.03.026

Diggle PJ (2003) *Statistical Analysis of Spatial Point Patterns*, 2nd ed. Oxford University Press.

Getzin S, Wiegand T, Wiegand K, He F (2008) Heterogeneity influences spatial patterns and demographics in forest stands. *J Ecol* 96: 807-820. doi: 10.1111/j.1365-2745.2008.01377.x

Guedes MC, Neves ES, Rodrigues EG, Paiva P, Costa JBP, Freitas MF, Lemos LM (2014) 'Castanha na roça': expansão da produção e renovação dos castanhais em áreas de agricultura itinerante no Amapá, Brasil. *Bol Mus Para Emílio Goeldi Cienc Nat* 9:381-398.

Hart SP, Marshall DJ (2009) Spatial arrangement affects population dynamics and competition independent of community composition. *Ecology* 90(6):1485-91. doi: 10.1890/08-1813.1

Jeltsch F, Weber GW, Grimm V (2000) Ecological buffering mechanisms in savannas: a unifying theory of long-term tree-grass coexistence. *Plant Ecol* 161: 161-171. doi: 10.1023/A:1026590806682

Kainer KA, Wadt LHO, Staudhammer CL (2007) Explaining variation in Brazil nut fruit production. *For Ecol Manage* 250:244-255. doi: 10.1016/j.foreco.2007.05.024

Kainer KA, Lúcia H. O. Wadt, Daisy A. P. Gomes-Silva and Marinela Capanu (2006). Liana loads and their association with *Bertholletia excelsa* fruit and nut production, diameter growth and crown attributes. *J Trop Ecol* 22:147-154 doi:10.1017/S0266467405002981

Lotwick HW, Silverman BW (1982) Methods for analysing spatial processes of several types of points. *J Royal Stat Soc* 44: 406-413, 1982.

- Moline EFV, Coutinho ELM (2015) Atributos químicos de solos da Amazônia Ocidental após sucessão da mata nativa em áreas de cultivo. *Rev Cienc Agrar* 58: 14-20. doi: 10.4322/rca.1683
- Neves ES, Wadt LHO, Guedes MC (2016) Estrutura populacional e potencial para o manejo de *Bertholletia excelsa* (Bonpl.) em castanhais nativos do Acre e Amapá. *Sci For* 44(109):19-31.
- Paiva PM, Guedes MC, Funi C (2011) Brazil nut conservation through shifting cultivation. *For Ecol Manage* 261(3): 508-514. doi: 10.1016/j.foreco.2010.11.001
- Perry GLW, Miller BP, Enright NJ (2006) A comparison of methods for the statistical analysis of spatial point patterns in plant ecology. *Plant Ecol* 187:59–82. doi: 10.1007/s11258-006-9133-4
- R Core Team, 2017. R: A Language and Environment for Statistical Computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna. <<http://www.R-project.org>> (accessed 12 April 2017).
- Ripley BD (1976) The second-order analysis of stationary point processes. *J Appl Probab*, 13: 255–266. doi: 10.2307/3212829
- Saboya P, Borghetti F (2012) Germination, initial growth, and biomass allocation in three native Cerrado species. *Braz J Bot* 35:129-135. doi: 10.1590/S0100-84042012000200002.
- Santos RD, Curi N, Shimizu S H (2015) Guia Prático para Classificação de Solos Brasileiros. 1. ed. Lavras: Produção independente - Publicado pelos Autores, 2015. 82p.
- Scoles R, Gribel R (2011) Population structure of Brazil nut (*Bertholletia excelsa*, Lecythidaceae) stands in two areas with diferente occupation histories in the Brazilian Amazon. *Hum Ecol* 39(4): 455-464.
- Scoles R, Gribel R (2012) The regeneration of Brazil nut trees in relation to nut harvest intensity in the Trombetas River valley of Northern Amazonia, Brazil. *For Ecol Manage* 265(1): 71-81. doi: 10.1016/j.foreco.2011.10.027
- Scoles R, Gribel R, Klein GN (2012) Crescimento e sobrevivência de castanheira (*Bertholletia excelsa* Bonpl.) em diferentes condições

ambientais na região do rio Trombetas, Oriximiná, Pará. Bol Mus Para Emílio Goeldi Cienc Nat 6(3): 273-293.

Shepard GH, Ramirez H (2011) “Made in Brazil”: human dispersal of the Brazil Nut (*Bertholletia excelsa*, Lecythidaceae) in Ancient Amazonia. Econ Bot 65 (1): 44-65. doi: 10.1007/s12231-011-9151-6

Thomas E, Caicedo CA, Mcmiche CH, Corvera R, Loo J (2015) Uncovering spatial patters in the natural and human history of Brazil nut (*Bertholletia excelsa*) across the Amazon Basin. J Biogeogr 42:1367–1382, 2015. doi: 10.1111/jbi.12540

Tonini, H, Kaminsky PE, Costa P (2008) Relação da produção de sementes de castanha-do-brasil com características morfológicas da copa e índices de competição. Pesq agropec bras 43. doi: 10.1590/S0100-204X2008001100009

Townsend CR, Begon M, Harper JL (2010) Fundamentos em ecologia. Editora Artmed, São Paulo.

Wadt LHO, Kainer KA, Gomes-Silva DAP (2005) Population structure and nut yield of a *Bertholletia excelsa* stand in Southwesterns Amazonian. For Ecol Manage 211(3):371-384. doi: 10.1016/j.foreco.2005.02.061

Zuidema PA (2003) Ecology and management of the brazil nut tree (*Bertholletia excelsa*). Promab: Scientific series, n. 6, 111 p.

ARTIGO 3³

Modelagem da produção de frutos da castanha-da-amazônia (*Bertholletia excelsa* Bonpl.) na Amazônia oriental

Anderson Pedro Bernardina Batista^{1,4}, José Márcio de Mello¹, Henrique Ferrazo Scolforo², Marcelino Carneiro Guedes³, Marcelo Silva de Oliveira⁴, Fausto Weimar Acerbi Júnior¹

¹Departamento de Ciências Florestais, Universidade Federal de Lavras, Campus Universitário, Campus Box 3037, LEMAF, 37200-000 Lavras, Minas Gerais, Brasil; ²Department of Forestry and Environment Resources North Carolina State University, Campus Box 8001, Raleigh, NC 27695, United States; ³Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa Amapá), Rodovia Juscelino Kubitscheck km05, Macapá, Amapá, Brasil; ⁴Department de Estatística, Universidade Federal de Lavras, Campus Universitário, Campus Box 3037, 37200-000 Lavras, Minas Gerais, Brazil; ⁴Corresponding author (anderson_pedro22@yahoo.com.br)

Resumo

A variabilidade da produção de frutos por árvore e entre populações é considerada alta, que reflete negativamente na estimativa adequada da produtividade potencial da castanha-da-amazônia. Assim, o objetivo deste trabalho foi explicar a variação da produção de frutos de *Bertholletia excelsa*, a partir de técnicas geoestatísticas e modelos lineares generalizados (MLG). A área de estudo está situada na Reserva Extrativista do Rio Cajari (Resex Cajari). Foi analisada uma parcela permanente de nove hectares, onde foram localizadas todas as árvores de *B. excelsa* com diâmetro a 1.30 m do solo (DAP) ≥ 10 cm. Na parcela permanente foram distribuídas 43 subparcelas de 250 m², para o levantamento dos dados da vegetação arbórea com DAP > 3 cm no entorno das árvores de *B. excelsa*. Os dados da produção de *B. excelsa* foram contabilizados pela quantidade de frutos caídos sob a copa das árvores. Além disso, foram coletados dados para caracterização físico-química dos solos, na profundidade de 0-20 cm. Os dados de solo e vegetação arbórea foram espacializados por

³ Artigo será submetido: *Journal Forest Ecology and Management* (ISSN: 0378-1127), Fator de impacto: 3.064

meio de técnicas geoestatísticas. Para modelagem da produção, foi utilizado MLG, com ajuste Poisson e Binominal Negativa. Foram analisadas 61 árvores produtivas da espécie. Do total de 20 variáveis analisadas pela modelagem variográfica, todas apresentaram estrutura de dependência espacial. A partir dos modelos espaciais ajustados foram gerados mapas pela krigagem ordinária. Posteriormente, foi aplicado a modelagem da produção de frutos pelo método de eliminação de variáveis. O modelo Binominal Negativa (BN) e Poisson ajustaram-se aos dados de produção de frutos. No entanto, o modelo Poisson apresentou problemas de sobredispersão. Os atributos físicos e químicos do solo foram importantes para explicar a variação da produção de frutos das árvores de *B. excelsa*, juntamente com o DAP das próprias árvores da espécie e a vegetação no entorno. Os resultados foram importantes para entender as variáveis que influenciam na produção de frutos da espécie em floresta nativa.

Palavras-chave: Geoestatística, Modelos lineares generalizados, Krigagem Ordinária.

Introdução

O extrativismo da castanha-da-amazônia (*Bertholletia excelsa*) tem sido objeto de estudo de muitos pesquisadores no Brasil e no mundo. Apesar do crescente interesse científico, questões referentes à produção de frutos de *B. excelsa*, ainda permanecem com lacunas para o entendimento. Um dos desafios contemporâneos é explicar quais os fatores que causam a variação da produção de frutos de forma a minimizar a variabilidade da produtividade, sem comprometer a sustentabilidade ecológica da espécie, tendo em vista o grande interesse econômico para produção de frutos.

A alta variabilidade da produção de frutos por árvore, e entre diferentes populações, dificulta no entendimento e na estimativa adequada da produtividade potencial em determinada área ou região (Kainer et al., 2007; Guedes et al., 2014). Desta forma, trabalhos que investiguem os fatores que determinam a produção de frutos são fundamentais para o entendimento da ecologia da espécie e assim auxiliar na conservação e manejo da castanha-da-amazônia.

Na floresta, muitos são os fatores bióticos e abióticos que estão em constante interação, dificultando a modelagem e análise desses fatores, pelo seu caráter multivariado e envolvimento de diversas categorias de dados. Além disso, há atributos que são espacialmente dependentes, e que devem ser tratados com análises geoestatísticas.

Neste sentido, técnicas e ferramentas de análises atuais e consolidadas teoricamente são fundamentais para auxiliar a identificar fenômenos naturais por meio de modelagem de padrões espaciais (variografia), descrever e prever valores em locais não amostrados a partir da distribuição espacial (krigagem). Vários estudos foram realizados para variáveis dendrométricas em florestas, por meio de técnicas geoestatísticas (Mello et al., 2005; Pelissari et al., 2014; Scolforo et al., 2016). Batista et al. (2016) encontraram estrutura de dependência espacial para a diversidade e número de espécies florestais no cerrado, permitindo estimar com maior critério em locais não amostrados. Vários estudos foram realizados para atributos do solo, por meio de técnicas de estatística espacial (Vieira et al., 2011; Pereira et al., 2013; Guerreiro et al., 2017). Lima et al. (2014) estudaram a variabilidade natural dos atributos químicos do solo na sub-bacia hidrográfica das Posses, localizada no município de Extrema, no sul do Estado de Minas Gerais. Estes trabalhos mostram e reforçam o emprego de técnicas da estatística espacial para tratamento dos dados.

Desta forma, o emprego de métodos geoestatísticos pode ser eficiente no conhecimento das variáveis que apresentam relações explicativas com a variabilidade da produção de frutos de *B. excelsa*. A geoestatística irá auxiliar também no entendimento do comportamento espacial dessas variáveis em ambiente de floresta nativa na Amazônia, inclusive, da própria produção das de frutos.

Outra metodologia empregada na tentativa de solucionar os problemas de modelagem envolve o ajuste de Modelos Lineares Generalizados (MLG),

proposto por Nelder & Wedderburn (1972). Os MLG apresentam vantagens por serem uma generalização dos modelos lineares, entre as quais, a flexibilidade da função de regressão, ou seja, da relação existente entre a variável resposta e a combinação linear das variáveis explicativas é dada pela função de ligação (Dobson, 2010). Dentro do enfoque dos MLG, dados de contagem podem ser assumidos com variação aleatória, isto é, seguindo uma distribuição de Poisson (McCullagh e Nelder, 1989).

Assim, a metodologia MLG pode ser uma tentativa para descrever e modelar o número de frutos das árvores de *B. excelsa*, considerando a maior flexibilidade desses métodos, visto que situações em que a variável resposta obedece a outras distribuições importantes (contínuas e discretas) que não a distribuição normal. Desta maneira, a utilização de métodos análogos àqueles desenvolvidos para o modelo de regressão linear gaussiana pode ser uma saída. Segundo Dobson (2010) isto é possível, em parte, ao conhecimento de que muitas propriedades da distribuição Normal são compartilhadas por uma larga classe de distribuições chamada de família de distribuição exponencial.

Alguns esforços para modelar a produção de frutos foram desenvolvidos na Amazônia ocidental. Wadt et al. (2005) ajustaram um modelo de regressão linear múltipla com as variáveis: DAP, classes de produção, presença de cipó na copa e no tronco da árvore, forma e posição da copa. No trabalho desenvolvido por Kainer et al. (2007) foi ajustado um modelo misto, construído com variáveis quantitativas da árvore (DAP e tamanho da copa), posição da copa, estrutura da copa e presença de cipós, e um grupo de variáveis do solo, determinadas a partir da análise de componentes principais (PCA).

No entanto, essas modelagens têm explicado apenas parcialmente a produção de frutos, com baixo poder preditivo. Também, ainda não utilizaram a riqueza de possibilidades da abordagem geoestatística para variáveis espacialmente estruturadas. Nenhum trabalho foi desenvolvido com a espécie,

que tenha realizado a abordagem consorciada da geoestatística e dos MLGs, realizada no presente estudo.

Assim sendo, o objetivo deste trabalho foi explicar a variação da produção de frutos de *Bertholletia excelsa*, a partir de técnicas geoestatísticas e modelos lineares generalizados (MLG). A modelagem envolveu variáveis das próprias árvores de castanha-da-amazônia e com covariáveis de solo (atributos físicos e químicos) e da vegetação arbórea (área basal e riqueza de espécies) no entorno das árvores de *B. excelsa* na Amazônia oriental brasileira, Amapá, Brasil.

Material e Métodos

Caracterização da área de estudo

A área de estudo está situada na Reserva Extrativista do Rio Cajari (Resex Cajari), com área de 501.771 ha, localizada no extremo sul do estado do Amapá (Brasil, 1990) (Figura 1). As reservas extrativistas estão inseridas no Sistema Nacional das Unidades de Conservação da Natureza (SNUC), classificadas como áreas utilizadas por populações extrativistas tradicionais, cuja subsistência baseia-se no extrativismo e, complementarmente, na agricultura de subsistência e na criação de animais de pequeno porte. Essas reservas têm como objetivos básicos: proteger os meios de vida e a cultura dessas populações, e assegurar o uso sustentável dos recursos naturais da unidade (Brasil, 2000).

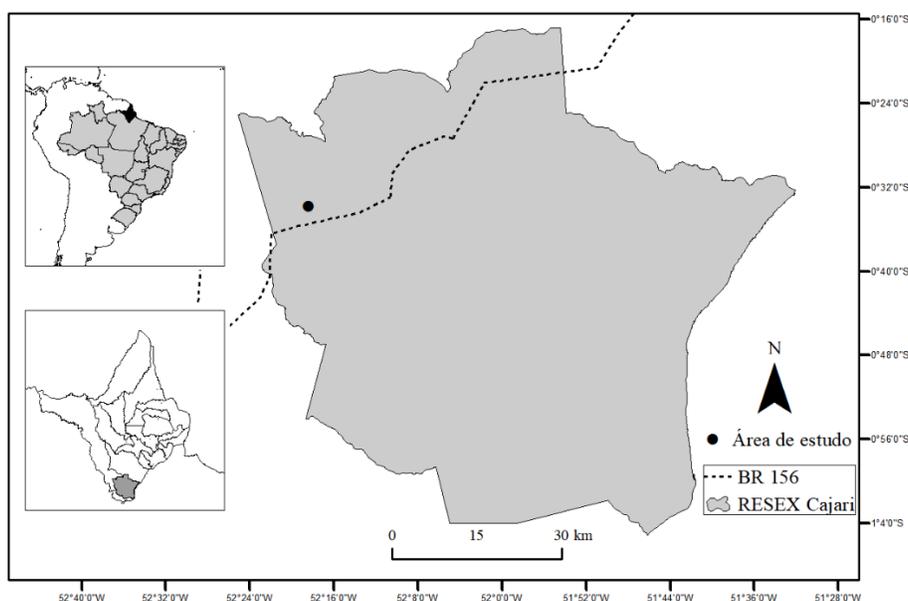


Figura 1. Área de estudo na Resex Cajari, sul do estado do Amapá, Amazônia oriental.

A área de estudo está inserida em uma região de alta densidade de *B. excelsa*. O local amostrado pode ser considerado de intensa coleta de sementes (Paiva et al., 2011). A vegetação na área, em conjunto com as extensas áreas de ocorrência da espécie, é composta por floresta ombrófila densa e ombrófila aberta, conforme o sistema fisionômico-ecológico (IBGE, 2012), bem como áreas de transição cerrado-floresta (Neves et al., 2016).

O clima da região da Resex Cajari situa-se na transição de clima tropical de savana (Aw) para tropical de monção (Am), segundo a classificação de Köppen. Apresenta temperatura média anual acima de 25 °C, com mínima de 18 °C e máxima de 31.5 °C. A precipitação anual gira em torno de 2.300 mm, com concentração nos meses de dezembro a junho, e período menos chuvoso (precipitação < 100 mm por mês) de setembro a novembro (Souza e Cunha, 2010). Na parte alta (altitudes em torno de 150 m) de terra firme da Resex onde foi realizado o estudo ocorrem os seguintes tipos de solo: Latossolo Amarelo e

Latossolo Vermelho-Amarelo, com ocorrência errática de Plintossolo e uma mancha de Argissolo na face norte (Santos et al., 2015).

Base de dados e amostragem

*Inventário da vizinhança arbórea e produção das árvores de *B. excelsa**

Para o levantamento foi analisada uma parcela permanente de 300 m x 300 m (9 ha), dividida em transecto (linhas) paralelos e equidistantes 50 m, instaladas seguindo a metodologia da rede Kamukaia (Guedes et al., 2017). Na parcela foram localizadas e identificadas todas as árvores da espécie (*B. excelsa*) com diâmetro a 1.30 m do solo (DAP) maior ou igual a 10 cm. As mesmas foram plaqueteadas, inventariadas e georreferenciadas com auxílio de Global Positioning System (GPS) Garmin 60CSx.

Na parcela permanente foram distribuídas sistematicamente 43 subparcelas de 250 m² (10 m x 25 m), equidistantes 25 m, entre linhas e, aproximadamente, 40 m nas linhas, para o levantamento dos dados da vegetação arbórea no entorno das árvores de *B. excelsa*. Nessas subparcelas foram plaqueteadas e inventariadas todas as árvores com DAP > 3 cm.

Os dados da produção de *B. excelsa* foram contabilizados pela quantidade de frutos caídos sob a copa das árvores. Nesta fase, a caracterização seguiu uma situação real de extrativismo, na mesma época e utilizando as mesmas ferramentas e práticas tradicionais utilizadas pelos extrativistas da região. A produção foi contabilizada em número total dos frutos por castanheira, durante a época de fevereiro a abril do ano corrente, quando são realizadas as coletas dos frutos, após a maior parte das castanheiras dispersar todos os frutos.

Devido à variação no período de maturação dos frutos entre árvores da espécie, é comum que o extrativista retorne na área para uma segunda ou até terceira etapa de coleta de frutos na época da safra. Essas coletas subsequentes também foram consideradas na amostragem.

Nos casos de dúvida quanto à separação dos frutos sob as copas sobrepostas das árvores de *B. excelsa*, a produção de frutos desses indivíduos foi excluída das análises. Também não foram incluídas nas análises, as árvores da espécie não reprodutivas, ou seja, que apresentaram produção zero.

Coleta dos dados para caracterização físico-química dos solos

A coleta de terra foi realizada após a safra da castanha, no período de menor precipitação pluviométrica. Em toda a parcela, foram coletadas amostras seguindo um gride regular (30 m x 50 m), totalizando 60 pontos, mais 15 amostras aleatórias, usadas para melhorar a análise de dependência espacial.

A coleta de amostra deformada para análise química e de granulometria foi realizada na profundidade de 0-20 cm, com auxílio de trado holandês. Foram coletadas 4 subamostras de terra o mais próximo possível de cada ponto, para compor uma única amostra por ponto. Para a análise de atributos físicos do solo, em cada ponto foi coletada uma amostra simples indeformada, com o auxílio de anel volumétrico de 98 cm³.

O material amostrado foi devidamente embalado e etiquetado, para envio ao Laboratório de Solos da EMBRAPA (Empresa Brasileira de Pesquisas Agropecuária) Amapá, para o processamento até Terra Fina Seca ao Ar (TFSA) e realização das análises, segundo o manual da Embrapa (2011). O processamento permitiu gerar informações sobre atributos físicos e químicos do solo, tais como: Carbono (C), Potássio (K), Cálcio (Ca), Magnésio (Mg), Ferro (Fe), Zinco (Zn), Alumínio (Al) e pH, além de teor de argila, macroporosidade (diâmetro $\geq 0,05$ mm), microporosidade (diâmetro $\leq 0,05$ mm), água no solo (tensões: 6, 10, 30, 100 e 1500 kPa), densidade aparente do solo (ds).

Análise dos dados

Distribuição espacial das variáveis explicativas por meio de técnicas geoestatísticas

Os dados de solo e vegetação arbórea (área basal e riqueza de espécies) coletados no local do estudo foram espacializados por meio de técnicas geoestatísticas. Primeiramente foram realizadas análises exploratórias dos dados com intuito de verificar o comportamento geral das variáveis. Esta análise foi constituída pelas estimativas de medidas de posição e dispersão, análise de tendência da distribuição espacial em função da latitude e longitude e observação de valores discrepantes.

Em seguida foi realizado o estudo variográfico que constituiu na construção do semivariograma experimental, pelo estimador proposto por Matheron, conforme demonstrado por Isaaks e Srivastava (1989) e ajuste de modelos espaciais. Foram ajustados modelos teóricos (esférico, exponencial e gaussiano) de semivariograma para todas as variáveis físico-química do solo extraídas a partir das análises de terra e vegetação arbórea obtida pelo inventário florestal (área basal e riqueza de espécies).

Os modelos foram ajustados ao semivariograma experimental pelo método dos Quadrados Mínimos Ponderados (Weight Least Squares - WLS). O desempenho dos ajustes foi dado pelo grau de dependência espacial (GDE) assim sendo: fraca até 25%; moderada entre 25 e 75% e forte (maior que 75%) conforme Biondi et al. (1994). Após a realização dos ajustes e seleção dos modelos espaciais foi aplicada a krigagem ordinária para gerar os mapas de superfície contínua, com os valores estimados nos locais não amostrados. Assim foi possível conhecer a distribuição espacial das variáveis na área de estudo.

Os mapas gerados foram utilizados para realização da modelagem, visto que a partir dos mapas foram extraídos os valores das variáveis de solo e vegetação arbórea para cada localização espacial, onde havia a árvore da espécie

na área estudada. Assim foi possível analisar a produção de cada árvore de *B. excelsa* por meio de ajuste do modelo para explicar a produção de frutos.

As análises foram realizadas com auxílio do pacote geoR (Ribeiro Júnior; Diggle, 2001) do software R (R Core Team, 2017) e a partir do módulo *Spatial Geoestatistical Analyst* do software ArcMap (Environmental Systems Research Institute, 2010).

Modelagem da produção de frutos

De posse dos mapas de distribuição espacial de todas as variáveis de solo e vegetação arbórea analisados, foi aplicada a modelagem da produção de frutos.

Foi utilizada, para modelagem, a teoria de Modelo Linear Generalizado - MLG, com ajuste de duas distribuições: Poisson (variância = média) e Binominal Negativa (BN), visto que problemas de sobredispersão (variância maior que a média) podem ocorrer para a variável resposta, tendo em vista a natureza discreta dos dados, oriundos de contagens. A função de ligação utilizada foi a logarítmica (ln), visto que a resposta deve ser de domínio positivo.

De acordo com Dobson (2002), a estrutura de um MLG é formada por três partes: uma componente aleatória, composta de uma variável aleatória Y com n observações independentes, um vetor de médias e uma distribuição pertencente a família exponencial; uma componente sistemática composta por variáveis explicativas x_1, \dots, x_p , tais que produzem um preditor linear η ; e uma função monotônica diferenciável, conhecida como função de ligação, que relaciona estas duas componentes.

Para a modelagem da produção de frutos foram utilizados como covariáveis do modelo (variáveis explicativas) os valores de análises de solo (química e física) e vegetação arbórea [área basal (G) e riqueza de espécies (S)], obtidos a partir do mapeamento da distribuição espacial. Posteriormente, foram

associados tais dados a localização e DAP das referidas de *B. excelsa* com a respectiva produção de frutos por árvore, para posterior modelagem da produção.

Nos MLG, o método utilizado para estimar os valores dos parâmetros de regressão β_i é o método iterativo de mínimos quadrados ponderados, conhecido como *scores* de Fisher. Isso maximiza a função de verossimilhança, que coincide com o método de Newton-Raphson quando a função de ligação é a canônica (McCullagh e Nelder, 1989).

As seleções de variáveis explicativas para modelagem da produção de frutos foram realizadas pelo método de eliminação de variáveis *Stepwise regression* em conjunto com o Critério de Seleção de *Akaike* (AIC). Foram selecionadas somente as variáveis que mais contribuem para o modelo proposto e com o menor AIC.

A qualidade do ajuste de um MLG é avaliada através da função desvio (*deviance* - D). Essa função resulta em uma distância entre o logaritmo da função de verossimilhança do modelo saturado (com n parâmetros) e do modelo de investigação (com p parâmetros). O modelo saturado é um modelo que assume que cada ponto de dados tem seus próprios parâmetros, ou seja, n parâmetros para estimar. O modelo nulo assume um parâmetro para todos os pontos de dados, que significa estimar um parâmetro, mais um termo para o intercepto, totalizando $p + 1$ parâmetros para estimação.

A função D de um modelo avalia, a discrepância entre os valores ajustados pelo modelo saturado (n parâmetros) e os valores ajustados pelo modelo de investigação (p parâmetros). O valor é sempre maior ou igual a zero. O valor de D é maior, quanto maior for a discrepância entre o modelo saturado e o modelo de investigação.

Além disso, foi realizada a análise dos resíduos (d) da função desvio (*deviance*) para avaliar existência de tendência no erro. Nos MLGs, os resíduos

são usados para explorar a adequação do modelo ajustado com respeito à escolha da função de variância, da função de ligação e de termos do preditor linear (McCullagh e Nelder, 1989; Dobson, 2010). Também são importantes para a identificação de *outliers* e medem a discrepância entre os valores observados e ajustados. Também foi utilizado para avaliação dos modelos pela estatística do Erro padrão da estimativa (S_{yx}) e Erro padrão relativo S_{yx} (%). As análises foram realizadas com auxílio do pacote *stats* do software R (R Core Team, 2017).

Resultados

Análise descritiva das variáveis explicativas e produção de frutos das árvores de B. excelsa

A área estudada apresenta alta densidade de ocorrência da espécie, cuja as árvores encontram-se espalhadas na floresta. Foram encontradas 76 árvores produtivas da espécie na área avaliada, gerando uma densidade total de 8 árvores produtivas ha^{-1} . A base de dados analisada foi composta de 61 árvores de *B. excelsa*, que não apresentavam copas sobrepostas e que foram consideradas com capacidade produtiva no ano analisado. A produção individual analisada variou de 3 até 1027 frutos (Coeficiente de variação = 107%). Das quais apenas 59% produziram mais de 100 frutos, 23% produziram mais de 200 frutos e 27.8% produziram menos de 50 frutos no ano avaliado.

De modo geral, os atributos químicos do solo apresentam maior heterogeneidade, quando comparados com atributos físicos do solo. O coeficiente de variação (CV%) revelou que o Mg apresentou a maior variabilidade e que a densidade do solo, os menores valores. A área basal da vegetação matriz (G) também apresentou elevado coeficiente de variação (97%), conforme pode ser visualizado na Tabela 1.

Tabela 1. Estatística descritiva das variáveis analisadas para explicar a produção de frutos para árvores de *B. excelsa* na Resex Cajari, Sul do Amapá.

Variável	Mínimo	Máximo	Média	Desvio padrão	CV (%)
Carbono (C) g kg ⁻¹	3,5	14,7	8,2	2,1	26
Magnésio (Mg) cmol _c dm ⁻³	0,12	3,7	0,8	0,9	110
Cálcio (Ca) cmol _c dm ⁻³	0,26	2,6	1,3	0,5	43
Potássio (K) mg dm ⁻³	5,1	32,0	15,5	6,8	44
Fósforo (P) mg dm ⁻³	2,3	4,4	3,0	0,5	17
Zinco (Zn) mg dm ⁻³	0,22	1,22	0,6	0,2	42
Ferro (Fe) mg dm ⁻³	26	153	95,1	25,8	27
Argila (Arg) g kg ⁻¹	55	244	158,5	42,9	27
Densidade Solo (ds) kg dm ⁻³	1,1	1,5	1,3	0,07	6
Densidade Partículas (dp) kg dm ⁻³	2,2	2,4	2,3	0,03	2
Macroporosidade (mp1) m ³ m ⁻³	0,1	0,3	0,2	0,05	24
Microporosidade (mp2) m ³ m ⁻³	0,1	0,3	0,2	0,03	19
Água Solo (A6) (kPa)	0,1	0,3	0,2	0,03	19
Água Solo (A10) (kPa)	0,1	0,2	0,16	0,02	17
Água Solo (A30) (kPa)	0,1	0,2	0,14	0,02	16
Água Solo (A100) (kPa)	0,09	0,2	0,14	0,02	17
Água Solo (A1500) (kPa)	0,03	0,1	0,13	0,02	17
Ph	4,7	6,4	5,7	0,35	6
DAP (cm)	41,0	280,0	127,0	46,0	36
Área basal (G) (m ² parcela ⁻¹)	0,16	2,8	0,54	0,56	97
Riqueza espécies (S) (n ^o parcela ⁻¹)	6	26	15,6	4,8	31

Modelagem variográfica

Do total de 20 variáveis analisadas pela modelagem variográfica, quatro foram classificadas com forte dependência espacial (GDE >75%), 15 variáveis apresentaram GDE moderada (25-75%) e apenas uma variável (pH do solo) demonstrou fraca dependência espacial, conforme o GDE (Tabela 2).

Tabela 2. Grau de dependência espacial (GDE%) para os modelos espaciais ajustados e respectivos coeficientes estimados para as variáveis estudadas na Resex Cajari, Sul do Amapá. Em que: Co - efeito pepita; C - contribuição; A - alcance (m).

Variável	Modelo	Co	C	A	GDE (%)
C	Exponencial	1,5	4,0	101	72,7
Mg	Exponencial	0,08	0,26	312	76,4
Ca	Esférico	0,25	0,1	115	29,0
K	Esférico	12,0	70	27	85,3
P	Exponencial	0,18	0,12	179	40,0
Zn	Exponencial	0,01	0,05	116	83,3
Fe	Esférico	430	287	78	40,0
Arg	Exponencial	900	1045	188	54,0
ds	Exponencial	0,003	0,004	270	57,2
dp	Exponencial	0,0006	0,0007	85	54,0
mp1	Gaussiano	0,0018	0,0034	340	65,4
mp2	Gaussiano	0,0004	0,0011	255	73,3
A6	Gaussiano	0,0004	0,0011	254	73,3
A10	Gaussiano	0,0004	0,0006	294	60,0
A30	Gaussiano	0,0003	0,0004	263	57,1
A100	Gaussiano	0,0004	0,0004	350	50,0
A1500	Gaussiano	0,0001	0,0002	350	66,6
pH	Gaussiano	0,11	0,02	109	15,4
G	Esférico	0,002	0,03	124	93,7
S	Esférico	7,0	18,2	71	72,2

A partir dos modelos espaciais ajustados foram gerados mapas de distribuição espacial para cada variável estudada por meio da krigagem ordinária. A krigagem ordinária proporciona precisão local, ou seja, correlação dos valores estimados com os valores amostrais utilizados no processo da estimativa, método de estimativa linear não enviesado, baseados na minimização da variância do erro. O interpolador linear utiliza da informação estrutural fornecida pelo modelo que foi ajustado ao semivariograma.

Com os mapas temáticos da distribuição espacial para toda a extensão da área em estudo, gerados pela krigagem ordinária para cada variável, foram extraídos os seus respectivos valores referentes a localização espacial de cada árvore de *B. excelsa*. Como exemplo, a Figura 2, com o mapa de distribuição espacial do magnésio (Mg). Para as demais variáveis foram realizados os

mesmos procedimentos. Permitindo extrair para a localização espacial de cada árvore produtiva de *B. excelsa*, os respectivos valores de cada variável analisada e assim realizar a modelagem da produção de frutos.

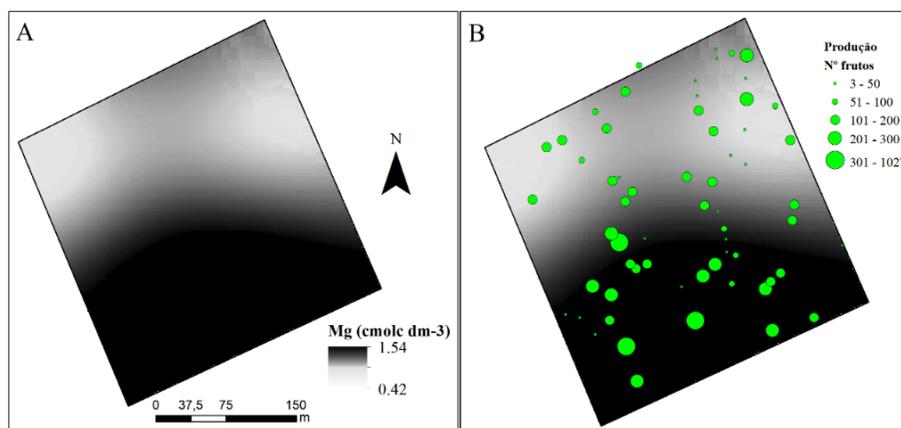


Figura 2. Mapa de krigagem ordinária para o teor de magnésio no solo (Mg) cmolc dm^{-3} (A) e localização geográfica e produção das árvores de *B. excelsa* com $\text{DAP} \geq 10$ cm (B), na Resex Cajari, Sul do Amapá.

Modelagem da produção de frutos

Foi aplicado o para modelagem da produção de frutos o método de eliminação de variáveis *Stepwise* em conjunto com o *Critério de Seleção de Akaike* (AIC), onde foram selecionadas somente as variáveis que mais contribuíram para o modelo proposto e com menor AIC. Em seguida foram retiradas do modelo as variáveis estatisticamente não significativas, resultando no modelo final. O critério AIC provê um método de garantir a qualidade do modelo por meio de uma comparação de modelos relacionados. É baseado na função desvio, porém penaliza o modelo mais complicado. O objetivo principal é impedir a adição de preditores irrelevantes no modelo final (Poisson e Binominal Negativa - BN).

O modelo de Poisson selecionou 17 variáveis relevantes e o modelo BN selecionou somente 12, conforme segue:

Modelo Poisson

$$\ln(\text{NF}) = \beta_0 + \beta_1 * \text{Y} + \beta_2 * \text{DAP} + \beta_3 * \text{Zn} + \beta_4 * \text{ds} + \beta_5 * \text{Mg} + \beta_6 * \text{dp} + \beta_7 * \text{C} + \beta_8 * \text{Arg} + \beta_9 * \text{A(1500)} + \beta_{10} * \text{mp2} + \beta_{11} * \text{X} + \beta_{12} * \text{Ca} + \beta_{13} * \text{G} + \beta_{14} * \text{mp1} + \beta_{15} * \text{pH} + \beta_{16} * \text{Fe} + \beta_{17} * \text{K}$$

Modelo BN

$$\ln(\text{NF}) = \beta_0 + \beta_1 * \text{DAP} + \beta_2 * \text{Arg} + \beta_3 * \text{Zn} + \beta_4 * \text{ds} + \beta_5 * \text{A(1500)} + \beta_6 * \text{dp} + \beta_7 * \text{C} + \beta_8 * \text{Mg} + \beta_9 * \text{Y} + \beta_{10} * \text{mp2} + \beta_{11} * \text{X} + \beta_{12} * \text{Ca}$$

Em que: NF: variável resposta (número de frutos produzidos); ln: logaritmo; β_i : são os parâmetros dos modelos estudados; as variáveis explicativas foram definidas anteriormente na Tabela 1.

Para o modelo de Poisson as variáveis importantes para explicar a produção de frutos foram: as coordenadas de localização (X e Y) da árvore, o DAP da árvore, teor de Zn no solo, densidade do solo (ds), teor de Mg, densidade de partículas (dp), teor de carbono (C), teor de Argila (Arg), água no solo (A1500), microporosidade do solo (mp2), teor de cálcio no solo (Ca), área basal em metros quadrados da vegetação arbórea no entorno das árvores de *B. excelsa* (G), macroporosidade do solo (mp1), pH do solo (pH), teor de ferro no solo (Fe) e teor de potássio no solo (K).

Para o modelo BN as variáveis importantes para explicar a produção de frutos foram: as coordenadas de localização (X e Y), o DAP da árvore, teor de Zn no solo, densidade do solo (ds), teor de Mg, densidade de partículas (dp), teor de carbono (C), teor de Argila (Arg), água no solo (A1500), microporosidade do solo (mp2) e teor de cálcio no solo (Ca).

Os coeficientes estimados do modelo de Poisson e BN foram significativos a 1% de probabilidade, com exceção de β_{12} e β_{17} que foram significativos a 5% para o modelo BN e Poisson, respectivamente (Tabela 3). Assim o uso da equação para esse conjunto de dados garante estimativas do número de frutos com acurácia para as árvores produtivas estudadas. Todos os parâmetros foram significativos com nível de significância inferiores a 0,05, indicando o efeito das variáveis na produção de frutos.

As estimativas pelas equações podem ser interpretadas como o incremento esperado na produção média de frutos para cada árvore de acordo com o comportamento do coeficiente para as variáveis explicativas. Foi verificado que o número esperado de frutos se eleva com o aumento do DAP, teor de Mg e C no solo, microporosidade do solo (p_2), porém a produção diminui com o aumento do teor de Zn, Ca, densidade do solo (ds) e teor de argila (Arg), conforme Tabela 3 para os modelos estudados (Poisson e BN).

Tabela 3. Estatísticas do ajuste dos modelos (Poisson e Binominal Negativa-BN), coeficientes estimados e erro padrão associado aos coeficientes da equação ajustada para número de frutos de *B. excelsa* na Resex Cajari, Sul do Amapá. Em que: S_{yx} (%) = Erro padrão da estimativa relativo dos modelos ajustados, AIC = Critério de Seleção de Akaike e D = função desvio (*deviance*) e g.l.= graus de liberdade.

Modelo Poisson ($S_{xy} = 49\%$; AIC=2236; D=1815; g.l.= 48)		
Parâmetro	Estimativa	Erro Padrão
β_0	-423800	15700
β_1	0,04	0,0016
β_2	0,01	0,0003
β_3	-2,94	0,2250
β_4	-15,48	1,3270
β_5	8,82	0,2812
β_6	33,83	1,8340
β_7	0,25	0,0220
β_8	-0,30	0,0117
β_9	307,00	12,460

β 10	124,30	6,0150
β 11	0,01	0,0009
β 12	-2,61	0,2193
β 13	-1,08	0,1839
β 14	58,80	5,3030
β 15	-3,76	0,6433
β 16	-0,01	0,0029
β 17	0,02	0,0516
Modelo BN ($S_{xy} = 62\%$; AIC=690; D=64,4; g.l.= 43)		
Parâmetro	Estimativa	Erro Padrão
β 0	-518200	82220
β 1	0,01	0,0018
β 2	-0,34	0,0633
β 3	-5,09	1,0020
β 4	-22,63	6,5870
β 5	304,40	63,620
β 6	38,84	11,420
β 7	0,36	0,1132
β 8	9,16	1,4600
β 9	0,05	0,0081
β 10	65,85	17,200
β 11	0,02	0,0040
β 12	-2,19	0,9712

A equações apresentaram pequenos valores para o erro padrão do coeficiente, gerando, intervalos de confiança de menor amplitude para os coeficientes da equação ajustada. De acordo com os critérios do ajuste: os valores de desvio (D), AIC e S_{yx} (%) para os modelos utilizando as funções de ligação logarítmica foi observado que o modelo de Poisson, apresentou maior AIC, em relação ao modelo BN, porém, o Modelo Poisson demonstrou menor valor de S_{yx} (%), que resulta em um ganho em precisão.

No entanto, analisando o desvio (D) o modelo BN apresenta menor valor de desvio (D = 64), indicando ajuste mais adequado, quando comparado com o

modelo de Poisson ($D = 1815$). O alto valor de D para o modelo Poisson é um forte indicativo de sobredispersão. Assim, uma alternativa é optar por modelos alternativos (por exemplo Modelo BN), a fim de melhor acomodar a variabilidade presente nos dados.

O valor do parâmetro de dispersão para o modelo BN, foi de 2.99, muito maior que 1, o que explica a falta de ajuste à distribuição de Poisson e ratifica a sobredispersão.

Na distribuição dos resíduos para os modelos Poisson e BN, nota-se uma distribuição residual semelhante, no sentido da homogeneidade da dispersão. Os modelos apresentam homogeneização dos resíduos, distribuição dos mesmos em torno de zero, com amplitude constante, ou seja, com média zero, variância desconhecida. Desta forma, os erros tendem a uma distribuição aleatória em torno de zero e descreve a real relação entre as covariáveis e a variável dependente (número de frutos). Para efeito de comparação o modelo Poisson apresenta maior dispersão dos resíduos quando comparado com o modelo BN (Figura 3ab).

No entanto, a sobredispersão foi mais uma vez confirmada pelo gráfico normal de probabilidade, para o modelo Poisson, em que foi observado que os resíduos estão dispersos fora do envelope simulado, indicando uma falta de ajuste (Figura 3c). Já para o modelo BN, os resíduos estão dispersos no interior dos envelopes simulados, sem aparente padrão sistemático, dando indício de que o modelo está bem ajustado (Figura 3d).

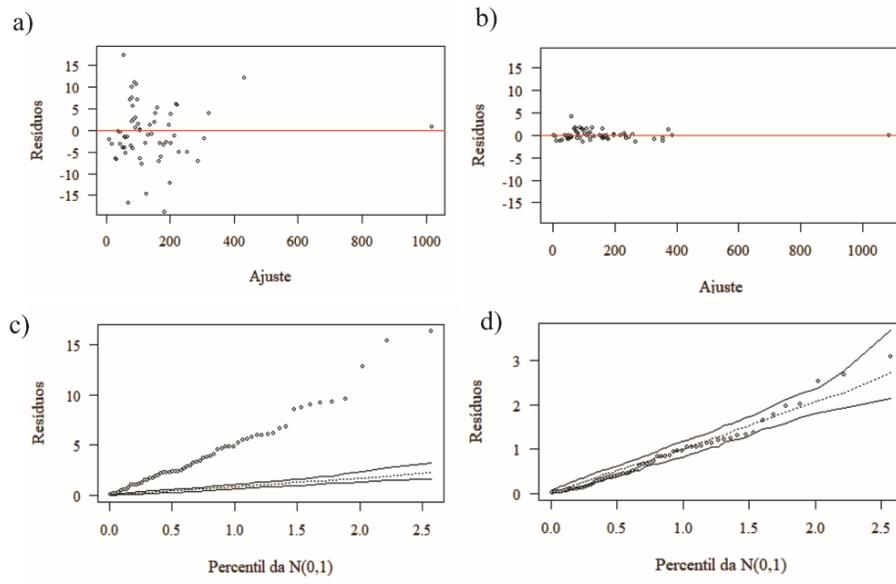


Figura 3. Distribuição dos resíduos padronizados, em função do número de frutos estimados para os modelos Poisson (a) e BN (b) e gráficos seminormais (half-normal) de probabilidades referentes ao modelo de Poisson (c) e BN (d) ajustados aos dados de produção de frutos para *B. excelsa* na Resex Cajari, Sul do Amapá.

Discussão

Modelagem variográfica

No presente trabalho, para todos os atributos químicos e físicos do solo foram avaliados a estrutura de dependência espacial, inclusive para as variáveis de área basal (G) e riqueza de espécies (S) da vegetação arbórea no entorno das árvores de *B. excelsa*.

As variáveis explicativas dos atributos do solo, no geral, apresentaram dependências espacial moderada (25-75% de GDE), ou seja, apresentaram estrutura de dependência espacial considerável.

Os atributos físico-hídricos de solos na sub-bacia hidrográfica do Ribeirão Lavrinhas, na região da Serra da Mantiqueira, demonstraram que a

maioria apresentou grau moderado de dependência espacial (Junqueira Júnior et al., 2008). Atributos químicos e físicos do solo em uma microbacia hidrográfica coberta por Mata Atlântica, em Minas Gerais, também apresentaram estrutura de dependência espacial nas três profundidades estudadas (0-20 cm; 20-50 cm; 50-100 cm), com destaque para pH e argila, com GDE acima de 80% (Santos et al., 2013).

Os atributos físicos do solo em área de Terra Preta Arqueológica sob pastagem no Amazonas, mostraram dependência espacial, com exceção para umidade e resistência a ruptura (Soares et al., 2015). Na região sul do Amazonas, em área de pastagem o comportamento foi próximo ao da floresta nativa, onde os atributos físicos do solo apresentaram moderado grau de dependência espacial (Aquino et al., 2014).

Porém, resultados diferentes foram encontrados por Guerreiro et al. (2017) em uma floresta nativa com ocorrência de *B. excelsa* no estado do Pará. Os autores verificaram que os atributos químicos do solo não demonstraram dependência espacial (carbono, nitrogênio, sódio, cálcio, magnésio, alumínio e ferro). Possivelmente, a falta de estruturação espacial para os atributos químicos do solo, do referido trabalho esteja ligada a questão amostral. A configuração amostral pode ter sido insuficiente para detectar a dependência espacial. Esses autores encontraram grau moderado de dependência espacial para atributos físicos do solo em áreas de ocorrência de *B. excelsa*.

Para as variáveis de vegetação arbórea (área basal e riqueza de espécies) no entorno das árvores de *B. excelsa*, também foi verificada estrutura de dependência espacial entre as amostras na área de ocorrência da espécie. A correlação foi mais acentuada para área basal, com GDE=93,7%. Resultados semelhantes foram encontrados por Roveda et al. (2016), que encontraram grau de dependência espacial de moderado a forte para área basal em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista. No estudo de Batista et al. (2016), estudando

continuidade espacial da diversidade de espécies no cerrado em Minas Gerais, foi encontrado forte grau de dependência espacial para riqueza e diversidade de espécies.

A geoestatística permitiu a espacialização das variáveis explicativas para posterior modelagem da produção de frutos, após a comprovação da dependência espacial das variáveis explicativas, tanto do solo quanto da vegetação no entorno da espécie. Assim, considerando que os nutrientes no solo também são fatores importantes na produção de frutos de árvores de *B. excelsa* (Zuidema, 2003), em conjunto com atributos físicos do solo e vegetação arbórea no entorno das árvores da espécie, foi procedida a modelagem explicativa da produção individual de frutos. Segundo Kainer et al. (2007), a grande variação na produção de frutos de árvores de *B. excelsa* indica que outras variáveis, além das características da própria árvore de castanha-da-amazônia, são importantes para explicar a produção.

Modelagem da produção de frutos

Após o mapeamento da distribuição espacial de cada variável explicativa por meio da krigagem ordinária foi realizada a modelagem explicativa da produção de frutos, usando o MLG. Uma das vantagens do modelo MLG, considerando que a variável resposta é discreta (número de frutos produzidos), foi tratar a variável em sua natureza estocástica original. É importante ressaltar a alta variabilidade da produção de frutos por árvore (CV=107%), que foi superior ao encontrado por Kainer et al. (2007) na Amazônia ocidental (CV=88%). Tanto o presente trabalho quanto o de Kainer et al. (2007) mostram que a produção de frutos entre árvores varia bastante. A alta variabilidade pode dificultar a modelagem da produção de frutos das árvores de *B. excelsa*, e dificulta o manejo, uma vez que o uso de técnicas estatísticas para

estimar número de frutos por árvore fica bastante vulnerável a outros fatores e difícil de ser controlados.

O modelo de regressão Poisson (ou modelo log linear de Poisson) é o mais usado para a análise de dados de contagens. No entanto, para casos com sobredispersão o modelo BN é mais indicado. Williams (1987) revela que o problema de sobredispersão pode ser causado por observações discrepantes. Dobson (2010), considera que a sobredispersão pode ocorrer devido à falta de independência entre as observações ou a ausência de covariáveis capazes de explicar a heterogeneidade entre as observações. No presente trabalho, a sobredispersão pode ter sido causada por pela alta variabilidade da produção de frutos por árvore de *B. excelsa*, além de alguns dados discrepantes.

Para os dados deste estudo o modelo de Poisson apresentou problemas de sobredispersão, ratificado pelo gráfico seminormal, com envelope simulado (99 simulações) para verificar a qualidade do ajuste do modelo, para dados que apresentam sobredispersão, conforme Moral et al. (2017).

Foi observado pela análise dos resíduos que os modelos não apresentaram tendenciosidade. Os resíduos medem discrepâncias entre os valores observados e seus valores ajustados pela equação. Segundo Dobson (2010), os resíduos são usados para explorar a adequação do modelo ajustado com respeito à escolha da função de variância, da função de ligação e de termos no preditor linear. Além disso, eles também são úteis na identificação de pontos discrepantes, que poderão ser influentes ou não.

No presente estudo foi verificado que 12 variáveis explicativas selecionadas foram comuns para os dois modelos ajustados (Poisson e BN), dentre elas o DAP, ou seja, o diâmetro auxilia na explicação da produção de frutos individual. Nos resultados de Wadt et al. (2005) e Kainer et al. (2007) avaliando os fatores que afetam a produção de frutos, observaram que o

diâmetro da árvore explicou pouco mais de 50% da variação da produção de frutos.

Tonini (2013) verificaram que as árvores com DAP superior a 150 cm apresentaram menor produção e contribuíram apenas com 5% para a produção total. Alguns autores observaram na Amazônia ocidental que as árvores de *B. excelsa* com DAP entre 80 e 150 cm, foram as mais produtivas (Kainer et al., 2007; Tonini et al., 2008). Wadt et al. (2005) observaram que quanto maior o diâmetro da árvore e melhor forma da copa, maior a produção de frutos de *B. excelsa*.

Assim, nota-se a importância do DAP para explicar a variação de frutos, porém, representa apenas uma pequena parte de variação da produção de frutos (Wadt et al., 2005). No presente trabalho foi verificado que atributos de química e física do solo foram fundamentais e estatisticamente significativos (1 e 5%) para explicar a variação da produção de frutos. As variáveis de química do solo importantes para explicar a variação da produção foram: teor de zinco, magnésio, cálcio, potássio, pH, ferro e carbono no solo. Já as variáveis de física do solo foram: argila, densidade de partículas, densidade do solo, microporosidade e macroporosidade e água no solo.

Kainer et al. (2007) correlacionaram atributos químicos do solo com a produção de frutos de *B. excelsa* no estado do Acre, e observaram correlação negativa com o teor de fósforo (P) e correlação positiva com a capacidade de troca de cátions (CTC). Segundo os autores, na região do estudo, os solos são estruturados por material vulcânico e sob a formação geológica de Solimões, com estoques de nutrientes e alto teor de silte.

Os resultados encontrados no presente estudo foram diferentes, pois nenhum dos modelos ajustados selecionaram o teor de fósforo (P) para explicar a variação da produção de frutos. No entanto, as bases (Ca, Mg e K) foram

selecionadas. No modelo misto ajustado por Kainer et al. (2007) as bases foram não significativas.

Pode-se entender com os resultados encontrados que as bases (Ca, Mg e K) apresentam relativo poder explicativo na variação da produção de frutos. Costa et al. (2017) estudando atributos do solo relacionando com a produção da *Bertholletia excelsa* em Roraima, Brasil, verificaram que os teores de Ca e Mg no solo foram maiores na classe média de produção. A avaliação do estado nutricional confirmou a elevada absorção de bases do solo pela espécie. Os autores também verificaram que as árvores com maior produção de frutos ocorreram associadas a maior teor de Al trocável, bem como, menor valor de pH e saturação por bases.

Os atributos de física do solo foram muito importantes para explicar a variação da produção de frutos, por meio da densidade do solo (ds), densidade de partículas (dp), teor de argila (Arg) e água no solo (A1500). Entre essas, foi verificado que ds afeta negativamente a produção de frutos, conforme aumenta ds diminui a produção de frutos. Bem como a relação positiva com dp, Arg, A1500, macro (mp1) e microporosidade (mp2). Que favorece o desenvolvimento de raízes, uma vez que, as árvores encontram condições adequadas e disponibilidade hídrica. No trabalho de Guerreiro et al. (2017), foram, principalmente, os atributos de física de solo (argila, silte, macroporosidade) que mostraram forte relação com a ocorrência de *B. excelsa*.

Sabe-se que a compactação do solo tem sido apontada como uma das principais causas da degradação física de solos, quando associada à degradação biológica e química, leva à redução da qualidade do solo. Segundo Conceição et al. (2005) as plantas modificam o ambiente do solo, melhorando a estrutura e aumentando a estabilidade dos agregados, porém, são influenciadas pela compactação e disponibilidade hídrica, pois o nível de compactação pode reduzir ou até impedir o crescimento radicular.

Além disso, a área basal da vizinhança arbórea (G) e as coordenadas de localização das árvores de *B. excelsa* (X e Y) também foram importantes para explicar a variação de frutos. A latitude e longitude (coordenadas X, Y), carregam aspectos de variáveis microclimáticas, como temperatura média e precipitação, porém, a escala de estudo não permite inferior com segurança. Essas variáveis, não foram avaliadas na presente pesquisa, mas podem ser importantes na produção de frutos das árvores da espécie. Zuidema (2003) verificou a redução na produção para uma população de castanha-da-amazônia, no ano de 1998, que coincide com o fenômeno El Niño, que reduziu consideravelmente a precipitação na região.

No presente trabalho foi atestado que quanto maior a área basal (G) no entorno da árvore de *B. excelsa* produtiva, menor a produção de frutos. Isso pode ser um indicio de competição interespecífica. Nos resultados de Tonini et al. (2008) foi verificado que existe uma tendência de redução da produção de sementes com o aumento da competição, pelo índice de competição de Hegyi, com os competidores definidos a uma distância igual a duas vezes o raio médio da copa da árvore.

Desta forma, pode-se inferir que a produção de frutos é resultado de uma combinação muito complexa dos atributos de solo, juntamente com o DAP da própria árvore de *B. excelsa*, área basal (G) da vizinhança arbórea no entorno das árvores da espécie estudada e variáveis climáticas retratada pelas coordenadas (X e Y).

Conclusão

As variáveis de fertilidade do solo apresentaram dependência espacial. As técnicas geoestatísticas foram essenciais para realizar a modelagem da produção de frutos de *B. excelsa*, por meio da extração dos dados físico-químicos nos mapas de krigagem.

O modelo Binominal Negativa (BN) e Poisson ajustaram-se aos dados de produção de frutos no campo aleatório com função de ligação logarítmica, sendo justificável o seu uso para gerar estimativas com precisão. No entanto, o modelo Poisson apresentou problemas de sobredispersão.

Os atributos físicos e químicos do solo foram importantes para explicar a variação da produção de frutos das árvores de *B. excelsa*, juntamente com o DAP das próprias árvores da espécie e a vegetação no entorno.

A equação gerada a partir do modelo é um passo significativo para entender as variáveis que influenciam na produção de frutos da espécie em floresta nativa na Amazônia brasileira. Porém, existe a necessidade de validação do modelo em outras áreas da para atestar o poder preditivo da equação.

Referências

Aquino, R.E., Campos, M.C.C., Marques Júnior, J., Oliveira, I.A., Mantovaneli, B.C., Soares, M.D.R. (2014). Geoestatística na avaliação dos atributos físicos em Latossolo sob floresta nativa e pastagem na região de Manicoré, AM. *Revista Brasileira de Ciencia do Solo*, v. 38, n. 2, p. 397-406, 2014. doi 10.1590/S0100-06832014000200004.

Batista, A.P.B., Mello, J.M., Raimundo, M.R., Scolforo, H.F., Reis, A.A., Scolforo, J.R.S. (2016). Species richness and diversity of a Shrub savanna using ordinary kriging. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, 51, 958-966. doi: 10.1590/S0100-204X2016000800008

Biondi, F., Myers, D.E., Avery, C.C. (1994). Geostatistically modeling stem size and increment in an old-growth forest. *Canadian Journal Forest Research*, Ottawa, v. 24, p. 1354- 1368.

Brasil (1990) Decreto N° 99.145 de 12 de março de 1990, Criação da Reserva Extrativista do Rio Cajari.

Brasil (2000). Lei 9985/00 que Institui o Sistema Nacional de Unidade de Conservação da Natureza.

Conceição, P.C.; Amado, T.J.C.; Mielniczuk, J., Spagnollo, E. (2005). Qualidade do solo em sistemas de manejo avaliada pela dinâmica da matéria orgânica e atributos relacionados. R. Bras. Ci. Solo, 29:777-788, 2005.

Costa, M.G.; Tonini, H.; Mendes Filho, P. Atributos do solo relacionados com a produção da castanheira-do-brasil (*Bertholletia excelsa*) (2017). Floresta e Ambiente; 24: e20150042. doi.10.1590/2179-8087.004215

Dobson, A.J. (2010). An introduction to generalized linear models. 2nd ed. New York: Chapman & Hall/CRC. 221 p.

Embrapa (2011). Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. Manual de métodos de análise de solo. Rio de Janeiro: CNPS, 2011. 230 p.

Guedes M.C., Neves, E.S., Rodrigues E.G., Paiva P., Costa J.B.P., Freitas M.F., Lemos, M. (2014). 'Castanha na roça': expansão da produção e renovação dos castanhais em áreas de agricultura itinerante no Amapá, Brasil. Bol Mus Para Emílio Goeldi Cienc Nat 9:381-398.

Guedes, M.C.; Tonini, H.; Wadt, L.H.O.; Silva, K.E. (2017). Instalação e medição de parcelas permanentes para estudos com produtos florestais não madeireiros. In: Wadt, L.H.O.; Santos, L.M.H.; Bentes, M.P.M.; Oliveira, V.B.V. (Ed.). Produtos florestais não madeireiros: guia metodológico da Rede Kamukaia. Brasília, DF: Embrapa, 2017. p. 13-32.

IBGE (2012). Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Manual técnico da vegetação brasileira: 1-271. IBGE (Manuais Técnicos em Geociências, 1), Rio de Janeiro.

Isaaks, E.H., Srivastava, R.M. (1989). An Introduction to Applied Geostatistics, vol 21. Oxford University Press, Inc., New York.

Junqueira Júnior, J.A.; Silva, A.M.; Mello, C.R.; Pinto, D.B.F. (2008). Continuidade espacial de atributos físico-hídricos do solo em sub-bacia hidrográfica de cabeceira. Ci. Agrotec., 32:914-922.

Kainer, K.A.; Wadt, L.H.O.; Staudhammer, C.L. (2007). Explaining variation in Brazil nut fruit production. Forest Ecology and Management, 250:244-255.

Lima, G. C.; Silva, M. L. N.; Oliveira, M. S.; Curi, N.; Silva, M. A.; Oliveira, A. H. (2014). Variabilidade de atributos do solo sob pastagens e mata atlântica na

escala de microbacia hidrográfica. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, 18(5): 517-526.

Mello, J. M. de; Batistia, J. L. F.; Ribeiro Junior, P. J.; Oliveira, M. S. (2005). Ajuste e seleção de modelos espaciais de semivariograma visando à estimativa volumétrica de *Eucalyptus grandis*. *Scientia Forestalis*, Piracicaba, 69(4): 25-37.

Moral, R. A.; Hinde, J.; Demetrio, C. G. B. (2017). hnp: Half-Normal Plots with Simulation Envelopes. R package version 1.0. Disponível em: <<http://CRAN.R-project.org/package=hnp>>. Acesso em: 01 nov. 2017.

McCullagh P. and Nelder, J. A. (1989) *Generalized Linear Models*. London: Chapman and Hall.

Nelder, J. and Wedderburn, R. (1972). Generalized liner models. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 135:370–385.

Neves, E.S., Wadt, L.H.O., Guedes, M.C. (2016). Estrutura populacional e potencial para o manejo de *Bertholletia excelsa* (Bonpl.) em castanhais nativos do Acre e Amapá. *Sci. For.* 44 (109), 19-31.

Paiva, P.M., Guedes, M.C., Funi, C., (2011). Brazil nut conservation through shifting cultivation. *For. Ecol. Manage.* 261(3), 508-514.

Pelissari, A. L. Figueiredo A. F., Caldeira S. F., Machado, S.A. (2014). Geoestatística aplicada ao manejo de povoamentos florestais de Teca, em períodos pré-desbaste seletivo, no estado do Mato Grosso. *Revista Brasileira de Biometria*, São Paulo, 32(3): 430-444.

Pereira, G. T.; Souza, Z. M. de; Teixeira, D. B.; Montanari, R.; Marques Júnior, J. (2013). Optimization of the sampling scheme for maps of physical and chemical properties estimated by kriging. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, 37:1128-1135.

Guerreiro, Q. L. M., Oliveira Júnior, R. C.; Santos, G. R.; Ruivo, M. L. P.; Beldini, T. P.; Carvalho, E. J. M.; Silva, K. E.; Guedes, M. C.; Santos, P. R. B. (2017). Spatial variability of soil physical and chemical aspects in a Brazil nut tree stand in the Brazilian Amazon. *African Journal of Agricultural Research*, vol. 12(4):237-250. doi10.5897/AJAR2016.11766

R Core Team (2017). R: A Language and Environment for Statistical Computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna. <<http://www.R-project.org>> (accessed 12 October 2017).

Ribeiro Jr., P. J., Diggle, P. J. (2001). *geoR: A package from geostatistical analysis*. UK: University Lancaster.

Roveda, M.; Figueiredo Filho, A.; Pelissari, A. L.; Santos, M. M. (2016). Spatial continuity in a mixed ombrophilous forest with different size and shape of sample units. *Cerne*, 22(2):189-196.

Santos, M. C.; Mello, J. M.; Mello, C. R.; Ávila, L. F. (2013). Spatial continuity of soil attributes in an Atlantic Forest remnant in the Mantiqueira Range, MG. *Ciênc. agrotec.*, Lavras, v. 37, n. 1, p. 68-77.

Santos, R.D; Curi, N.; Shimizu, S.H. (2015) *Guia Prático para Classificação de Solos Brasileiros*. 1. ed. Lavras: Produção independente - Publicado pelos Autores, 82p.

Soares, M. D. R.; Campos, M. C. C.; Souza, Z. M.; Brito, W. B. M.; Franciscan, U.; Castioni, G. A. F. (2015). Variabilidade espacial dos atributos físicos do solo em área de Terra Preta Arqueológica sob pastagem em Manicoré, AM. *Revista de Ciências Agrárias*, 58:434-441.

Souza, E.B., Cunha, A.C. (2010). Climatologia de precipitação no Amapá e mecanismos climáticos de grande escala. In: A. C. Cunha, E. B. Souza, H. F. A. Cunha (Orgs.): *Tempo, clima e recursos hídricos: resultados do Projeto REMETAP no estado do Amapá: 177-195*. IEPA, Macapá.

Scolforo, H. F.; Scolforo, J. R. S.; Mello, J. M.; Mello, C. R.; Morais, V. A. (2016) Spatial interpolators for improving the mapping of carbon stock of the arboreal vegetation in Brazilian biomes of Atlantic forest and Savanna. *Forest Ecology and Management*, 376:24-35.

Tonini, H. (2013). Amostragem para a estimativa de produção de sementes de castanheira do brasil em floresta nativa. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, 48(5):519-527.

Tonini, H.; Kaminsky, P. E.; Costa, P. (2008b). Relação da produção de sementes de castanha-do-brasil com características morfométricas da copa e índices de competição. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, 43(11).

Vieira, S. R.; Dechen, S. C. F.; Siqueira, G. M.; Dufranc, G. (2011). Variabilidade espacial de atributos físicos e químicos relacionados com o estado de agregação de dois latossolos cultivados no sistema de semeadura direta. *Bragantia*,70:185-195.

Wadt, L.H.O.; Kainer, K.A.; Gomes-Silva, D.A.P. (2005). Population structure and nut yield of a *Bertholletia excelsa* stand in Southwestern Amazonia. *Forest Ecology and Management*, 211:371-384.

Williams, D. A. (1987). Generalized linear model diagnostic using the deviance and single case deletion. *Applied Statistics* 36, 181-191.

Zuidema, P.A. (2003). Ecology and management of the Brazil nut tree (*Bertholletia excelsa*). Riberalta: Promab, 111p.