

ALEX PASSOS DOS SANTOS

**MÉTODOS DE AVALIAÇÃO E ANÁLISE ECONÔMICA DE DANOS E DO RISCO
DA OCORRÊNCIA DA FERRUGEM DO EUCALIPTO
EM PROJETOS FLORESTAIS**

Botucatu

2019

ALEX PASSOS DOS SANTOS

**MÉTODOS DE AVALIAÇÃO E ANÁLISE ECONÔMICA DE DANOS E DO RISCO
DA OCORRÊNCIA DA FERRUGEM DO EUCALIPTO
EM PROJETOS FLORESTAIS**

Tese apresentada à Faculdade de
Ciências Agronômicas da Unesp Campus
de Botucatu, para obtenção do título de
Doutor em Ciência Florestal.

Orientador: Prof. Dr. José Raimundo de
Souza Passos

Co-orientador: Prof. Dr. Edson Luiz
Furtado

Botucatu

2019

S237m	Santos, Alex Passos dos Métodos de avaliação e análise econômica de danos e do risco da ocorrência da ferrugem do eucalipto em projetos florestais / Alex Passos dos Santos. -- Botucatu, 2019 95 p. Tese (doutorado) - Universidade Estadual Paulista (Unesp), Faculdade de Ciências Agronômicas, Botucatu Orientador: José Raimundo de Souza Passos Coorientador: Furtado Edson Luiz 1. Austropuccinia psidii. 2. Produtividade florestal. 3. Dano. 4. Índice de severidade da ferrugem. I. Título.
-------	--

Sistema de geração automática de fichas catalográficas da Unesp. Biblioteca da Faculdade de Ciências Agronômicas, Botucatu. Dados fornecidos pelo autor(a).

Essa ficha não pode ser modificada.

CERTIFICADO DE APROVAÇÃO

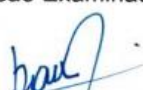
TÍTULO DA TESE: MÉTODOS DE AVALIAÇÃO E ANÁLISE ECONÔMICA DE DANOS E DO RISCO DA OCORRÊNCIA DA FERRUGEM DO EUCALIPTO EM PROJETOS FLORESTAIS

AUTOR: ALEX PASSOS DOS SANTOS

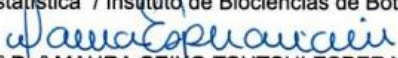
ORIENTADOR: JOSÉ RAIMUNDO DE SOUZA PASSOS

COORDENADOR: EDSON LUIZ FURTADO

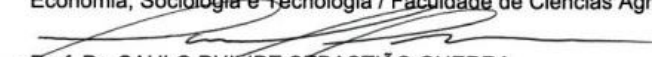
Aprovado como parte das exigências para obtenção do Título de Doutor em CIÊNCIA FLORESTAL, pela Comissão Examinadora:



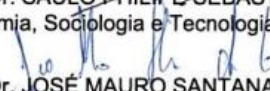
Prof. Dr. JOSÉ RAIMUNDO DE SOUZA PASSOS
Bioestatística / Instituto de Biociências de Botucatu - UNESP



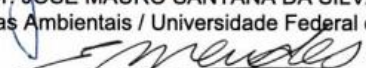
Prof.ª Dr.ª MAURA SEIKO TSUTSUI ESPERANCINI
Economia, Sociologia e Tecnologia / Faculdade de Ciências Agrônomicas de Botucatu - UNESP



Prof. Dr. SAULO PHILIPPE SEBASTIÃO GUERRA
Economia, Sociologia e Tecnologia / Faculdade de Ciências Agrônomicas de Botucatu - UNESP



Prof. Dr. JOSÉ MAURO SANTANA DA SILVA
Ciências Ambientais / Universidade Federal de São Carlos - Campus Sorocaba



Pesquisador Dr. JOSÉ EDUARDO PETRILLI MENDES
Pesquisa e Desenvolvimento / Bracell

Botucatu, 06 de dezembro de 2019

AGRADECIMENTOS

À Deus que me deu o dom da vida e sempre iluminou meus caminhos e guiou meus passos.

Aos meus pais Ulisses e Doris Dey, pelo amor que sempre dedicaram à mim, à educação que me proporcionaram, pelo apoio e incentivo durante todas as etapas da minha vida; ao carinho de minha irmã Andreia, meu cunhado Müller e ao fruto do amor deles, Maria Luiza; aos meus avós que física e espiritualmente sempre estiveram presentes na minha vida, e; à minha filha Gabriela, que é para mim um dos meus maiores presentes.

À minha “parceirinha” Jaqueline pelo seu carinho e por ser minha motivação nos momentos mais complicados através do seu exemplo de perseverança.

Aos professores José Raimundo de Souza Passos, que além de me orientar, tornou-se meu mentor e grande amigo e Edson Luiz Furtado, que contribuiu de maneira significativa na realização e conclusão desse trabalho, sendo sempre um grande amigo motociclista e roqueiro.

Ao meu fiel e incansável escudeiro e amigo Gustavo, pela paciência e dedicação.

Ao professor e grande amigo Cleber, que me incentivou a voltar às salas de aula e lutar pela realização de um grande sonho.

À Shellry e Pâmela, alunas durante meu período como professor na UEMA, pela amizade que levarei para sempre comigo.

À Rafaela Gomes pelo apoio incondicional, dedicação e principalmente pela grande contribuição na reta final deste trabalho.

À International Paper do Brasil e à Eucatex S.A. pelo apoio e liberação para a realização deste trabalho e por todos os amigos que conquistei ao longo dos anos de convívio.

À Faculdade de Ciências Agronômicas de Botucatu pelo acolhimento, tendo permitido que eu realizasse o meu doutorado.

À todos aqueles, que de uma forma ou de outra, me apoiaram nesta caminhada.

“Se eu não for por mim, quem o será? Mas se eu for só por mim, que serei eu? Se não agora, quando?”.
Hilel.

RESUMO

O setor de florestas plantadas no Brasil, e particularmente de eucaliptos, tem significativa participação na produção nacional representando 1,3% do PIB. O acirramento da competição entre as empresas de base florestal faz com que estas busquem por alternativas para minimizar o aumento dos custos produtivos aliadas ao aumento da produtividade de suas florestas plantadas. No entanto, um dos aspectos da garantia desta produtividade está relacionada à fitossanidade das florestas plantadas. Neste sentido, o objetivo deste trabalho é quantificar o efeito da ferrugem, causada por *Austropuccinia psidii* Winter na produtividade de povoamentos do *Eucalyptus grandis* utilizando uma abordagem de modelagem estatística. Inicialmente, foi proposto um novo Índice de Severidade da Ferrugem (ISF) com o objetivo de quantificar o efeito da doença no tempo, definido como a média ponderada entre as categorias de severidade com o inverso da idade das árvores. Ajustaram-se os modelos lineares generalizados com o objetivo de verificar o efeito dos fatores “fazenda” e “severidade” da doença (doente/sadia) no volume máximo amostral (m^3). Foram também ajustados modelos de regressão linear generalizados para verificar o efeito do ISF no volume máximo amostral (m^3) das árvores. As curvas de crescimento das árvores por região/fazenda foram ajustadas utilizando-se modelo de regressão não linear Gompertz. Após os ajustes, foram estimados os volumes das árvores aos 51, 60, 66 e 72 meses de idade para cada uma das categorias de severidade (doente/sadia). Deste modo, adequaram-se as diferenças percentuais desses volumes (m^3) entre as plantas sadias e doentes. Finalmente, efetuou-se uma análise econômica da receita líquida ($R\$.ha^{-1}$) das fazendas aos 51, 60, 66 e 72 meses de idade, para cada uma das categorias de severidade (doente/sadia), utilizando-se de técnicas de simulação. Para a variável preço da madeira ($R\$.m^{-3}$), utilizou-se as simulações de Monte Carlo – associando-se a distribuições beta de probabilidade. Para a variável volume (m^3), foi utilizada a técnica de simulação de bootstrap paramétrico a partir do ajuste inicial das equações de volume (m^3). Os resultados mostram uma perda em volume em todas as fazendas nas idades estudadas e esta discrepância de crescimento entre as plantas doentes e sadias impactou na perda na receita líquida média ($R\$.ha^{-1}$), chegando a uma diferença máxima de 175,5% em seu pior cenário.

Palavras-chaves: *Austropuccinia psidii*. Produtividade florestal. Dano. Índice de severidade da ferrugem.

ABSTRACT

The planted forest sector in Brazil, and particularly eucalyptus, has a significant participation in national production, representing 1.3% of Gross Domestic Product. The increased competition among forest-based companies makes them search for alternatives to minimize the increase in production costs combined with the increase in the productivity of their planted forests. However, one aspect of ensuring this productivity is related to the health of planted forests. In this sense, the aim of this paper is to measure the effect of rust disease, caused by *Austropuccinia psidii* Winter on the productivity of *Eucalyptus grandis* stands by the statistical modeling approach. Initially, a new Rust Severity Index (ISF) was proposed in order to quantify the effect of the disease over time, defined as the weighted average between the severity categories with (or and) the inverse of the age of the trees. The generalized linear models were adjusted in order to verify the effect of the factors "farm" and "severity" of the disease (sick / healthy) on the maximum sample volume (m^3). Generalized linear regression models were also adjusted to verify the effect of the ISF on the maximum sample volume (m^3) of the trees. The growth curves of the trees by region / farm were adapted using a non-linear Gompertz regression model. After the adjustments, the tree volumes at 51, 60, 66 and 72 months of age were estimated for each of the severity categories (sick / healthy). In this way, the percentage differences of these volumes (m^3) between healthy and diseased plants were estimated. Finally, an economic analysis of the net income (R\$.ha⁻¹) of the farms at 51, 60, 66 and 72 months of age was done, for each of the severity categories (sick / healthy), using simulation techniques. For the variable wood price (R\$.m⁻³), Monte Carlo simulations were established - associating with beta probability distributions. For the variable volume (m^3), the parametric bootstrap simulation technique was used from the initial adjustment of the volume equations (m^3). The results show a loss in volume in all farms at the studied ages and this growth discrepancy between sick and healthy plants impacted the loss in the average net revenue (R\$.m⁻³), reaching a maximum difference of 175.5 % in its worst scenario.

Keywords: *Austropuccinia psidii*. Forest productivity. Damage. Rust severity index.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	15
2	OBJETIVOS	18
3	REVISÃO DE LITERATURA.....	19
3.1	A importância e os desafios da eucaliptocultura no Brasil	19
3.2	A ferrugem do eucalipto	21
3.2.1	Ferrugens.....	21
3.2.2	Caracterização da ferrugem do eucalipto	22
3.3	Análise de risco	28
3.4	Métodos estatísticos de Monte Carlo e bootstrap.....	29
4	MATERIAL E MÉTODOS.....	32
4.1	Local de instalação das parcelas de observação.....	32
4.2	Avaliações.....	33
4.2.1	Avaliação da Doença.....	33
4.2.2	Avaliação do desenvolvimento das plantas	34
4.2.3	Avaliação dos danos da ferrugem do eucalipto	37
4.3	Quantificação de danos no volume (m^3)	38
4.3.1	Efeito da intensidade e evolução da doença no volume máximo amostral (m^3).....	38
4.3.2	Efeito das fazendas, severidade e do Índice de Severidade da Ferrugem (ISF) no volume máximo amostral (m^3) – Modelos lineares generalizados	38
4.3.3	Efeito do Índice de Severidade da Ferrugem <i>ISF</i> no volume máximo amostral (m^3) – Modelos de regressão lineares generalizados.....	39
4.3.4	Curvas de crescimento para avaliação do efeito da doença no volume aos 51, 60, 66 e 72 meses – Modelos de regressão não linear de Gompertz	39
4.4	Quantificação de perda econômica – Avaliação da incerteza da Receita Líquida uma aplicação usando os métodos de simulação de Monte Carlo e de simulação <i>bootstrap</i>	41
4.4.1	Avaliação econômica da Receita Líquida – Aplicação dos métodos de simulação de Monte Carlo e de simulação <i>bootstrap</i>	41
4.5	Descrição, estrutura e consistência dos dados	44
5	RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	46
5.1	Quantificação de danos no volume (m^3)	46
5.1.1	Efeito da intensidade e evolução da doença no volume máximo amostral (m^3), segundo fazenda e severidade	46
5.1.2	Efeito das fazendas, severidade e do Índice de Severidade da Ferrugem (ISF) no volume máximo amostral (m^3) – Modelos Lineares Generalizados	50

5.1.3	Efeito do Índice de Severidade da Ferrugem (<i>ISF</i>) no volume máximo amostral – Modelos de regressão lineares generalizados	53
5.1.4	Curvas de crescimento para avaliação do efeito da doença no volume aos 51, 60, 66 e 72 meses – Modelos de regressão não linear de Gompertz	56
5.1.5	Efeito da doença nas assíntotas e na abscissa de inflexão do modelo ..	60
5.1.6	Estimativa de dano no volume aos 51, 60, 66 e 72 meses	64
5.2	Quantificação de perda	69
5.2.1	Avaliação econômica da Receita Líquida – Aplicação dos métodos de simulação de Monte Carlo e de simulação <i>bootstrap</i>	69
6	CONCLUSÕES.....	81
	REFERÊNCIAS	83

1 INTRODUÇÃO

Os plantios de árvores para fins industriais representam uma importante cadeia produtiva no cenário brasileiro, cujo maior benefício ao país pode ser resumido no tripé da sustentabilidade: econômico, social e ambiental.

De acordo com dados da Indústria Brasileira de Árvores (IBÁ, 2019), a área de árvores plantadas para fins industriais no Brasil totalizou 7,83 milhões de hectares em 2018, permanecendo-se estável em relação ao ano base de 2017. Os plantios de eucalipto ocupam 5,7 milhões de hectares desse total, enquanto as áreas com pinus somam 1,6 milhão de hectares, e outras espécies, entre elas seringueira, acácia, teca e paricá, representam cerca de 590 mil hectares. O setor brasileiro de árvores plantadas apresentou crescimento de 13,1% em 2018 com relação ao ano anterior, alcançando uma receita setorial de R\$ 86,6 bilhões.

Ainda segundo a IBÁ (2019), do total de 7,83 milhões de hectares de árvores plantadas no Brasil em 2018, 36% pertence as empresas do segmento de celulose e papel. Em segundo lugar, com 29%, encontram-se os proprietários independentes, que investem em plantios florestais para comercialização da madeira em tora. O segmento de siderurgia a carvão vegetal responde por 12% da área plantada. Os investidores financeiros, em geral por meio de empresas de gestão de investimento florestal, chamadas de Timos – do inglês *Timber Investment Management Organizations* –, detêm 10% dos plantios de árvores no Brasil, sendo este percentual atingindo em apenas 15 anos de operação, aplicando em fundos especializados em ativos florestais. Os segmentos de painéis de madeira e pisos laminados (6%), de produtos sólidos de madeira (4%) e outros (3%) completam a distribuição de áreas de árvores plantadas no Brasil.

Observando-se os números acima, chama atenção o fato de que 39% das florestas plantadas no Brasil hoje encontram-se nas mãos de proprietários independentes e empresas de gestão de investimento florestal, superando a área de floresta plantada das empresas do segmento de papel e celulose. Por não possuírem um corpo técnico robusto como os das tradicionais empresas de base florestal, estas florestas nem sempre recebem as melhores alternativas de manejo, principalmente quando estas estão relacionadas à agilidade para a realização do monitoramento da ocorrência de pragas e doenças e a tomada de decisão para a efetivação dos controles mais adequados e eficientes.

O acirramento da competição entre as empresas de base florestal faz com que as mesmas busquem por alternativas para minimizar o aumento dos custos produtivos, com a inovação das técnicas produtivas, a mecanização e a utilização de insumos e materiais genéticos de ponta para melhorar a produtividade e diminuir as perdas.

Nesse contexto, o conhecimento das possíveis perdas causadas por doenças no campo é considerado um dos mais importantes fatores do manejo integrado de doenças em *Eucalyptus* sp. (TAKAHASHI, 2002) e o manejo destas doenças deve, necessariamente, considerar os custos crescentes e a baixa disponibilidade de mão de obra, além de um melhor conhecimento sobre a interação entre genótipo e ambiente, principalmente sob condições de estresse, sendo a ferrugem do eucalipto, causada pelo fungo *Austropuccinia psidii* Winter, considerada ainda nos dias de hoje como uma preocupação para o setor de florestas plantadas, principalmente nos cenários de condução de plantios (talhadia), visando a redução de custos de formação de florestas, onde materiais genéticos susceptíveis à doença podem ser mantidos em um novo ciclo, devido à características de interesse específicas.

As infecções pelo patógeno *Austropuccinia psidii* Winter afetam o eucalipto com menos de dois anos de idade, ou até o estágio fenológico B (FERREIRA, 1986). Assim, são observados em plantas atacadas a destruição de área foliar, necrose de brotações e queda precoce de folhas, flores e frutos. Como consequência, pode ocorrer a morte de plantas jovens, o enfraquecimento de plantas adultas e a sensível redução na produtividade. Esta “conta” da perda da produtividade em algum momento será paga pelas empresas de base florestal e normalmente é apurada no custo da exaustão das florestas plantadas.

Uma das estratégias de controle dessa doença passa pela seleção e o uso de materiais genéticos resistentes, como procedências e clones (ALFENAS et al., 2009), sendo esta adotada pelo setor florestal, bem como o plantio de materiais suscetíveis em épocas desfavoráveis à ocorrência da doença. Porém, como alternativa para adequação dos custos de formação florestal, muitas empresas e produtores florestais lançam mão do sistema de manejo de corte e condução de florestas, não havendo, desta forma, a substituição dos genótipos sabidamente suscetíveis à ferrugem, por genótipos resistentes. Nestes casos, resta-lhes a alternativa de manutenção destas florestas pelo uso de fungicidas com doses adequadas e intervalos de aplicação em

curto prazo, que contempla o uso alternado de produtos devidamente registrados no Ministério da Agricultura Pecuária e Abastecimento (MAPA).

A dúvida entre o controle da doença com o uso de produtos químicos, ou o não controle, na expectativa de recuperação e retomada de crescimento desta floresta, pós-ataque da ferrugem, ainda persiste entre os silvicultores pela falta de uma ferramenta segura para análise econômica de risco.

Neste contexto, a proposição de uma metodologia para a quantificação de danos em volume (m^3), além da quantificação da perda de receita líquida ($R\$ \cdot ha^{-1}$), foram os principais objetivos desta pesquisa.

2 OBJETIVOS

Este trabalho tem por objetivos gerais:

- a) Propor métodos para a quantificação de danos em volume (m^3) em florestas de eucaliptos acometidas pela ferrugem;
- b) Propor métodos para a quantificação da perda da receita líquida (R\$.ha⁻¹) em florestas de eucaliptos acometidas pela ferrugem.

Os objetivos específicos são:

- a) Propor uma metodologia para quantificar a severidade do ataque da ferrugem em função da idade (estádio fenológico) – criação do Índice de Severidade da Ferrugem (*ISF*);
- b) Verificar o efeito dos locais de plantios (regiões/fazendas) e da severidade (doente/sadia) no volume máximo amostral (m^3);
- c) Quantificar o efeito de perda no volume amostral máximo (m^3), em função do *ISF* utilizando modelos de regressão lineares generalizados;
- d) Ajustar modelos de regressão não linear para quantificar a perda no volume amostral máximo (m^3) no tempo, segundo a severidade (doente/sadia);
- e) Quantificar a perda em volume (m^3) pela diferença percentual aos 51, 60, 66 e 72 meses de idade;
- f) Quantificar e configurar cenários da perda econômica da receita líquida utilizando técnicas de simulação de Monte Carlo e de simulação *bootstrap*.

3 REVISÃO DE LITERATURA

3.1 A importância e os desafios da eucaliptocultura no Brasil

Segundo o relatório “Perspectivas da População Mundial: Revisão 2017” (ONU, 2017), a população mundial continua a crescer, embora mais lentamente do que no passado recente e deve atingir o número de 9,8 bilhões de pessoas no ano de 2050, o que representa um acréscimo de mais de 2,2 bilhões de habitantes. Esta tendência surge apesar das baixas taxas de fertilidade em quase todas as regiões do mundo, incluindo a África, onde as taxas caíram de 5,1 nascimentos por mulher de 2000 a 2005 a 4,7 nascimentos de 2010 a 2015. Entre outras tendências populacionais retratadas no relatório, a população da Índia, que atualmente aparece no ranking como o segundo país mais populoso do mundo com 1,3 bilhão de habitantes, superará os 1,4 bilhão de cidadãos chineses em 2024 e, em 2050, o terceiro país mais populoso será a Nigéria, que aparece hoje no sétimo lugar e que deve ocupar o lugar dos Estados Unidos.

A IBÁ (2017) relata que projeções mais recentes indicam que a população mundial deve atingir 9,1 bilhões de pessoas até o ano de 2050 e, este crescimento populacional, impulsionará a demanda por *commodities* e bioenergia. Para atender esse volume crescente em um cenário de baixo carbono, energias renováveis e desmatamento líquido zero, serão necessários cerca de 250 milhões de hectares adicionais de florestas plantadas no mundo. A expectativa é que a utilização das tecnologias mais avançadas de produção permita aproveitar, no futuro, 100% da floresta, possibilitando novos usos, como a lignina, o etanol de segunda geração, uma nova geração de bioplásticos, nanofibras e óleos. Assim, as árvores serão também provedoras de matéria-prima para outros segmentos produtivos, entre eles, as indústrias automobilística, farmacêutica, química, cosmética, aeronáutica, têxtil e alimentícia.

Com a utilização das mais avançadas técnicas de manejo sustentável, as florestas plantadas ocupam 7,83 milhões de hectares e representam menos de 1% do território nacional, mas são responsáveis por mais de 90% de toda a madeira utilizada para fins produtivos, além de contribuírem de forma inegável para a conservação da biodiversidade, preservação do solo, regulação dos recursos hídricos, recuperação de áreas degradadas e geração de energia renovável. No Brasil, o setor florestal é o que mais protege áreas naturais, dentre os diversos setores produtivos da economia

brasileira. Já são quase 6 milhões de hectares destinados a conservação, somando-se as áreas de restauração, Áreas de Preservação Permanente (APPs), áreas de Reserva Legal (RL) e áreas de Reserva Particular do Patrimônio Natural (RPPN), que contribuem diretamente para a conservação da biodiversidade. Por meio de técnicas silviculturais como os plantios em mosaicos, que garantem a formação florestal em diferentes estágios de crescimento, são criados corredores ecológicos que integram as áreas plantadas e naturais e servem como habitat para animais, plantas e microrganismos (IBÁ, 2017).

Referência mundial pela tecnologia, o setor florestal brasileiro tem a maior produtividade, considerando volume de madeira produzido por área ao ano, e uma das rotações mais curtas, considerando o tempo decorrido entre o plantio e a colheita das árvores do mundo. Em 2018, o Brasil apresentou uma produtividade média de $36,0 \text{ m}^3 \text{ há}^{-1}$ ao ano para os plantios de eucalipto, enquanto a dos plantios de pinus foi de $30,1 \text{ m}^3 \text{ há}^{-1}$ ao ano. Mesmo com impacto das alterações climáticas no crescimento das plantações, principalmente o desequilíbrio do regime de chuvas em várias partes do território nacional, a produtividade de eucalipto apresentou um aumento médio de 0,5% ao ano (IBÁ, 2019).

Outro ponto destacado por Mafia, Abad & Ferreira (2013), refere-se aos desafios de inovação do setor florestal para minimizar o aumento dos custos produtivos, em um cenário de acirramento da competição. Neste ambiente, o manejo das pragas e doenças deve, necessariamente, considerar os custos crescentes e a baixa disponibilidade de mão de obra, o surgimento de novas pragas e doenças bióticas e um melhor conhecimento sobre a interação entre genótipo e ambiente, principalmente sob condições de estresse.

A eucaliptocultura brasileira caminha a passos largos para novas áreas da fronteira agrícola, no limiar do conhecimento técnico de florestas plantadas, sendo extremamente necessária especial atenção às oportunidades e dificuldades na expansão dos plantios para tais áreas, quanto ao uso de outras espécies e combinações híbridas de eucalipto, bem como exploração prática das potencialidades da biotecnologia.

De acordo com Mafia, Abad & Ferreira (2013), a expansão para essas novas áreas de plantio pode implicar, potencialmente, em alteração do conjunto das doenças que são mais ou menos frequentes e importantes para a cultura. Além disso, as questões de sustentabilidade ambiental, em atendimento dos princípios e critérios das

certificações voluntárias, também devem ser consideradas para melhor posicionamento dos produtos florestais no cenário internacional.

Nos últimos anos, os plantios de eucalipto têm enfrentado problemas com pragas e doenças exóticas com grande potencial de ataque e danos, tornando-se um grande desafio a manutenção da produtividade alcançada pelo setor florestal brasileiro. Mafia, Abad & Ferreira (2013) citam que, do ponto de vista de segurança fitossanitária, é importante considerar a baixa disponibilidade de informações, especialmente de análises de risco, bem como de regulamentação quanto à introdução e disseminação das doenças de interesse florestal. Enquanto outros países possuem conhecimentos aprofundados sobre patógenos que podem causar danos econômicos, sociais e ambientais em seus territórios, essas informações são escassas e não têm sido gerenciadas de forma eficiente no Brasil.

3.2 A ferrugem do eucalipto

3.2.1 Ferrugens

As ferrugens são assim denominadas em razão das lesões amareladas, de aspecto ferruginoso, que causam nos hospedeiros atacados. Estas lesões, também referidas como pústulas, são constituídas, na maior parte, por estruturas reprodutivas do fungo, que emergem do tecido vegetal atacado através do rompimento da epiderme do hospedeiro. As pústulas são geralmente salientes em relação à superfície vegetal e liberam facilmente os propágulos do fungo (BEDENDO, 1995).

Ainda de acordo com Bedendo (1995), os patógenos responsáveis pelas ferrugens são fungos basidiomicetos pertencentes à Ordem Uredinales. Estes organismos atuam como parasitas obrigatórios e não apresentam fase saprofítica em seu ciclo vital. São parasitas evoluídos, capazes de colonizar intercelularmente os tecidos vegetais e produzir haustórios, que retiram nutrientes diretamente do interior da célula viva. A relação patógeno-hospedeiro é específica e ocorre tanto a nível de espécie vegetal (diferentes espécies ou *formae speciales* do patógeno), como a nível de variedades de uma mesma espécie (diferentes raças fisiológicas do patógeno). É característica típica dos fungos causadores de ferrugens a produção de vários tipos de estruturas reprodutivas (picnósporos, eciósporos, uredósporos, teliósporos e

basidiósporos), bem como, em alguns casos, a exigência de mais de um hospedeiro para completar o ciclo de vida.

Tais microrganismos são ditos, atualmente, parasitos ecologicamente obrigados, uma vez que algumas poucas espécies puderam ser mantidas em laboratório, graças ao desenvolvimento de culturas axênicas (FIGUEIREDO & COUTINHO, 1994; KATSUHIRO & KATSUYA, 1985; MARTINS et al., 1995). Os fungos representantes da Ordem Uredinales apresentam alta especificidade em relação a seus hospedeiros, sendo capazes de infectar um grande número de plantas vasculares, cultivadas e silvestres. Várias espécies consideradas como de distribuição mundial, que infectam plantas cultivadas, causam prejuízos significativos à agricultura (APARECIDO & FIGUEIREDO, 1999). A literatura cita mais de 150 espécies de ferrugens como importantes ou, potencialmente importantes para a agricultura na América do Sul (SCOTT & MACLEAN, 1969).

Bedendo (1995) cita que as plantas doentes têm seu processo fotossintético afetado tanto pela retirada de nutrientes promovida pelo fungo como pela destruição da área foliar, decorrente da formação de pústulas e da queda de folhas provocada pelo patógeno, podendo causar danos maiores ou menores, dependendo do estágio de desenvolvimento da planta e da severidade do ataque ao patógeno. Assim, são observados em plantas atacadas a destruição de área foliar, necrose de brotações e queda precoce de folhas, flores e frutos. Como consequência, pode ocorrer a morte de plantas jovens, o enfraquecimento de plantas adultas e a sensível redução na produção de frutos ou grãos.

3.2.2 Caracterização da ferrugem do eucalipto

As epidemias de doenças de plantas são o resultado da combinação dos seguintes elementos: plantas hospedeiras suscetíveis, patógenos virulentos e condições favoráveis de ambiente, ocorrendo por um período de tempo suficientemente longo. A epidemiologia tem por objetivo: estudar a evolução das doenças em populações do hospedeiro; avaliar os prejuízos absolutos e relativos causados pelas doenças nas culturas; avaliar o efeito simples e as interações entre resistência do hospedeiro, medidas sanitárias, uso dos fungicidas e outras medidas de controle das doenças; avaliar a eficiência técnica e econômica das medidas de controle em cada etapa sobre os agroecossistemas; estabelecer estratégias de

controle das doenças e aperfeiçoá-las para a proteção integral das culturas. A epidemiologia é, portanto, a ligação entre os estudos envolvendo etiologia, fisiologia, ciclos de vida dos patógenos e as medidas aplicáveis ao controle integrado de doenças (VALE et al., 2004).

A possibilidade de ocorrência de uma epidemia está intimamente relacionada com a evolução de determinada doença, a qual envolve diferentes fases do ciclo de vida do patógeno.

A ferrugem do eucalipto, também conhecida como ferrugem das mirtáceas, causada pelo fungo *Austropuccinia psidii* Winter, é considerada uma das mais importantes e severas doenças da cultura do eucalipto, principalmente pela sua influência no manejo da cultura, ocorrendo em plantios de até dois anos de idade podendo o nível de dano chegar a 50% de perda da produtividade em volume de madeira (TAKAHASHI, 2002; SANTOS, 2006; MASSON, 2009; FURTADO et al., 2009; MORAES et al., 2012).

Austropuccinia psidii Winter é um fungo nativo da América do Sul e encontra-se amplamente distribuído nas Américas do Sul e Central e nas ilhas do Caribe (LAUDON & WATERSTON, 1965; DI STEFANO et al., 1998), havendo ainda relatos da sua presença na Jamaica (MACLACHLAN, 1938) e na Flórida – EUA (MARLATT & KIMBROUGH, 1979; RAYACHETRY et al., 1997). O patógeno expandiu sua área geográfica para o Havaí, aumentando as preocupações sobre o potencial de uma incursão na Austrália (GLEN et al., 2007). Além do eucalipto, o patógeno infecta outras espécies de *Myrtaceae*, como: goiabeira, jambeiro, jabuticabeira, araçazeiro, pitangueira e jamelãozeiro, dentre outras.

Beeken (2017), cita que até o ano de 2017, a posição taxonômica da *Puccinia psidii* Winter não era clara e que as presentes análises filogenéticas, bem como vários estudos mostram que ele não pertence ao gênero *Puccinia* e aparece fora da família Pucciniales. É, no entanto, intimamente relacionado aos gêneros *Dasyscypha*, *Puccorchidium*, *Sphenorchidium* e *Sphaerophragmium*. Consequentemente, sendo o novo gênero *Austropuccinia* instituído e colocado na nova família Sphaerophragmiaceae.

Alfenas et al. (2009), descrevem que a principal característica para a diagnose da ferrugem do eucalipto é a esporulação uredinospórica, pulverulenta e de coloração amarela sobre os órgãos afetados. Em materiais altamente suscetíveis, causa deformações, necroses, hipertrofia, minicancros e morte das porções terminais de

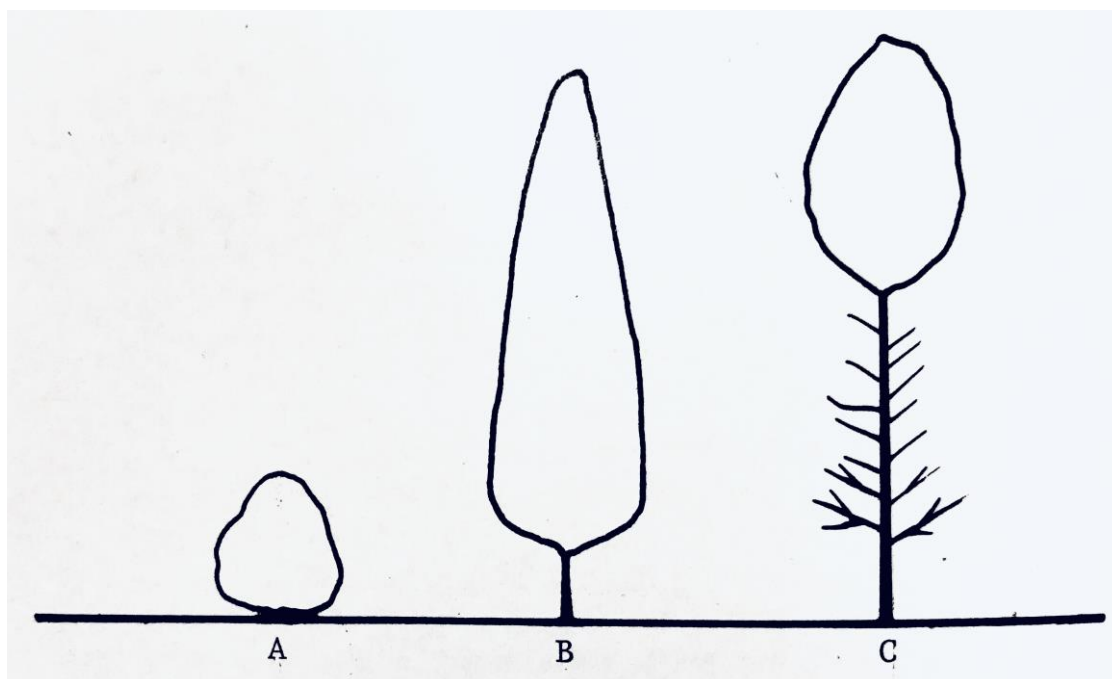
crescimento. Embora a fase de uredínia seja a mais comum e a principal forma de disseminação da doença, em épocas mais quentes teliósporos podem também ser produzidos, ainda que menos frequentemente. Por se tratar de um patógeno biotrófico, seu crescimento e sua multiplicação requerem tecidos vivos do hospedeiro, sendo que o fungo retira seus nutrientes por meio de haustórios formados no interior de células vivas do hospedeiro.

A predominância de temperaturas do ar, variando entre 18 e 25 °C, associada a períodos com molhamento foliar superiores a 6 horas por 5 a 7 dias consecutivos, bem como a existência de órgãos juvenis, incluindo folhas novas e terminais de crescimento, favorecem as infecções pelo patógeno (RUIZ et al., 1989), causando deformações dos órgãos, perda de dominância apical e, provavelmente, redução de crescimento (KRUGNER, 1980; FERREIRA, 1983).

Uma vez surgidas as primeiras pústulas, as infecções secundárias, dentro de uma mesma planta, ocorreriam principalmente pela ação do orvalho, chuva, insetos e ventos, redistribuindo os uredosporos pelos órgãos tenros da planta. De uma planta para outra, os fatores ventos, principalmente em dias garoentos, e insetos parecem ser os agentes de disseminação mais importantes. A rápida disseminação da doença nos plantios dá-se pela eficiência dos agentes de disseminação, que atuam em consonância com o relativamente curto período de geração que esta ferrugem apresenta, ou seja, cinco a sete dias, definindo-se o período de geração como o tempo que vai desde a inoculação até o aparecimento das primeiras pústulas (FERREIRA, 1989).

De acordo com Ferreira (1986), o eucalipto é suscetível à doença com menos de dois anos de idade, ou até o estágio fenológico B (Figura 1). Já no estágio fenológico C as plantas não são mais vistas sendo atacadas pelo patógeno. Isso provavelmente se deve ao fato de que a partir deste estágio fenológico os órgãos suscetíveis já se encontram em alturas da planta em que o ambiente é mais ventilado, com mais baixa umidade relativa, ou de difícil acesso ao inoculo uredospórico do patógeno pelas vias normais de sua dispersão no campo.

Figura 1 - Estádios fenológicos consecutivos de *Eucalyptus* spp. em povoamentos.



Fonte: FERREIRA (1989).

Após o desenvolvimento da floresta a ferrugem pode voltar a ser um problema após a realização da colheita, principalmente quando opta-se pela condução da floresta, mantendo-se o mesmo material genético que é susceptível ao seu ataque. Neste processo de corte e condução da floresta, a ferrugem pode tornar-se ainda mais importante, por afetar severamente as brotações recém-emitidas dos tocos, chegando a resultar na morte total dos mesmos.

Quando as condições ambientais são favoráveis ao ataque da ferrugem, os rebentos foliares e hastes das brotações mostram-se rapidamente tomados pela enfermidade, dada a grande quantidade de inóculo existente no campo, resultante das infecções anteriores. Nessas condições, as plantas apresentam sintomatologia bastante complexa, pela existência de terminais de galhos e de haste principal ressecados, com áreas hipertrofiadas verrucosas e ferrugíneas, brotações abundantes e primórdios foliares deformados pelo ataque da ferrugem. Esse aspecto de superbrotamento, deformações dos primórdios foliares, impedindo que atinjam seu desenvolvimento completo, confere à planta um aspecto “enfezado” que, quando observada com altura inferior a 1,5m, dá a impressão de não ser uma planta de eucalipto, mas um pé de pimenteira miúda. Os sucessivos surtos da doença numa

plantação têm acarretado, comumente, o aumento de árvores dominadas, resultante da diferença de suscetibilidade (FERREIRA, 1989).

O controle da ferrugem do eucalipto pode ser feito pelas seguintes maneiras: a) resistência interespecífica ou interprocedência; b) resistência intraprocedências; c) escape, explorando a característica de precocidade para crescimento em altura ou evitando-se épocas mais favoráveis à doença para ataque a brotações logo após o corte raso; d) em se tratando de material genético suscetível de alto valor comercial, a enfermidade pode ser controlada com aplicações quinzenais de fungicidas sistêmicos, como triadimenol e azoxystrobin (FERREIRA, 1989; ALFENAS et al. 2009).

A existência de ampla variabilidade genética inter e intra-específica para resistência à ferrugem, permite o controle da doença por meio de plantios de clones, progênies ou espécies resistentes. Dentre as espécies resistentes, destacam-se: *Corymbia citriodora*, *C. torelliana*, *Eucalyptus camaldulensis*, *E. microcorys*, *E. pellita*, *E. pilularis*, *E. propinqua*, dentre outros. Em regiões favoráveis a ferrugem, deve-se evitar plantios seminais de *Eucalyptus grandis*, *E. phaeotricha*, *E. cloeziana*, *E. globulus* e *E. nitens*. Também é possível selecionar plantas com características de rápido crescimento escapando-se da doença pela precocidade, uma vez que a maiores alturas o patógeno, geralmente não encontra microambiente favorável à infecção (ALFENAS et al., 2009).

Quanto à resistência genética ao patógeno, muitas empresas avaliam a incidência e severidade da doença em seus testes de progênies e clonais, buscando através de avaliações nos plantios e inoculações em mudas, avaliar sua resistência e/ou tolerância. Esta é a alternativa recomendável para o controle da doença em plantios (ALFENAS et al., 2009).

Em estudo realizado por Souza et al. (2017), com o objetivo de se verificar o processo de pré-infecção de *Austropuccinia psidii* Winter nas folhas de clones híbridos de *Eucalyptus urophylla* x *E. grandis*, de três estádios fenológicos e com diferentes níveis de resistência, não foram observados sintomas da doença em nenhum estágio foliar do clone resistente. Entretanto, o primeiro estágio foliar do clone suscetível apresentou germinação de grande número de urediniosporos (65%) com apressoria (55%) e degradação da cutícula e cera. Notou-se a diminuição da porcentagem de formação de urediniosporos germinados (<15%) e apressoria (<2%) no terceiro estágio fenológico deste clone. Protrusões na superfície foliar, associadas ao

patógeno, foram observadas no primeiro e no terceiro estágio do clone resistente e no quinto estágio do clone suscetível, sugerindo uma possível reação defensiva da planta.

Em se tratando da realização de um controle químico da doença, Masson et al. (2011), citam a necessidade de se estabelecer critérios de aplicação de soluções fungicidas de acordo com a severidade da ferrugem no campo. Caso as condições climáticas estejam favoráveis à ocorrência da doença, aplicações em caráter erradicativo são de suma importância no controle da ferrugem em materiais suscetíveis, em severidade inicial, desde que realizado o estudo de viabilidade econômica dentro do contexto do manejo integrado da ferrugem, visando aliar eficiência de produtos e custo de operação em níveis epidêmicos.

De acordo com Zadoks & Schein (1979) apud Masson (2009), a quantificação dos danos causados por doenças de plantas é um fator essencial no manejo integrado, sendo o pré-requisito para o desenvolvimento de qualquer programa de controle de doenças independente do método a ser empregado. O dano é definido como qualquer redução na quantidade ou na qualidade da produção devido a injúrias causadas pelo patógeno (NUTTER et al., 1991). Posto isso, estimativas confiáveis dos prejuízos causados pelos patógenos são um pré-requisito para o desenvolvimento de qualquer programa bem-sucedido de controle da doença (WALKER, 1983).

De acordo com Camargo et al. (1997), o fungo *Austropuccinia psidii* Winter representa um dos principais agentes responsáveis por prejuízos e injúrias nos reflorestamentos de eucalipto do Estado de São Paulo, passando a ser considerada importante em meados de 1990 em plantios jovens de eucaliptos da região de Itapetininga e Vale do Paraíba.

Demuner & Alfenas (1991) Apud Masson (2009), verificaram que as espécies de *Eucalyptus* mais suscetíveis à *A. psidii* são: *E. grandis* W Hill ex Maiden, *E. pellita* F Muell, *E. phaeotricha* Blakely et Mckie e *E. cloeziana* F. Muell. Com relação a esta última espécie, os mesmos autores relataram que em 1986 cerca de 122 hectares foram quase que totalmente dizimados pelo patógeno na região de Teixeira de Freitas, BA, resultando numa perda de cerca de U\$73.200,00.

3.3 Análise de risco

Segundo Littré (1863) apud Vesper (2006), a palavra risco tem suas raízes na palavra *risqué*, do francês medieval, que significa “perigo com chance de ocorrer”. A palavra inglesa *hazard*, traduzida para o português como “acaso” ou mesmo “risco”, sempre presente nas discussões sobre o tema, surgiu de um jogo de azar inventado no castelo de Hasart, na Palestina. Já Bernstein (1997) afirma que a palavra risco deriva de *riscare*, do italiano antigo, que significa “ousar”, sendo também derivada do latim *risicu* e *riscu*, ambas associadas à expressão “incerteza”.

Os conceitos de risco e retorno são de grande importância para a área financeira e administrativa. A ideia de que o retorno deve crescer à medida que o risco aumenta é fundamental para a economia e administração modernas. Devido ao fato de pessoas racionais assumirem riscos; algumas questões relevantes devem ser colocadas. Qual o nível de risco relativo associado a cada possível decisão? Qual é a compensação de se optar por uma alternativa de maior risco? Tais questões exigem que os analistas definam, identifiquem, analisem e meçam o risco, decidindo desta forma qual é o retorno necessário para que determinada aplicação ou investimento, seja compensatório (WILK, 1999).

Os riscos e as fontes dos riscos na agricultura que são relevantes possuem diferentes características e podem ser classificados de maneiras muito diferentes. Não é necessário optar por qualquer classificação particular de risco e diferentes riscos podem ser usados para diferentes propósitos. Algumas características técnicas dos riscos se aplicam a diferentes classes e podem ser muito significativas em termos das estratégias apropriadas e disponíveis para lidar com cada risco.

A OECD (2000), diferencia os riscos entre os que são comuns a todos os negócios (situação familiar, acidentes pessoais, riscos macroeconômicos ...) e riscos que afetam a agricultura mais especificamente, como: riscos de produção (condições climáticas, pragas, doenças e mudanças tecnológicas), riscos ecológicos (produção, mudança climática, manejo de recursos naturais como a água), riscos de mercado (variabilidade do preço de produção e de insumos, relações com a cadeia alimentar em relação à qualidade, segurança, novos produtos...) e finalmente a regulamentação ou risco institucional (políticas agrícolas, segurança alimentar e regulamentação ambiental).

Musser & Patrick (2001), definiram cinco fontes principais de risco na agricultura. Risco de produção diz respeito à variação da produção agrícola e da pecuária devido às condições climáticas, pragas e doenças. O risco de mercado está relacionado às variações dos preços das *comodities* e quantidades que podem ser comercializadas. O risco financeiro refere-se à capacidade de pagar as contas no vencimento e ter dinheiro para continuar cultivando e evitar a falência. O risco legal e ambiental refere-se à possibilidade de ações judiciais iniciadas por outros negócios ou indivíduos e a mudanças na regulamentação governamental relacionada ao meio ambiente e práticas agrícolas. Por fim, o risco de recursos humanos relacionado à possibilidade de que a família ou os funcionários não estejam disponíveis fornece para fornecer trabalho ou gerenciamento.

Qualquer classificação de risco reforça o fato de que os gestores podem estar enfrentando diferentes riscos ao mesmo tempo e nestas condições, a melhor escolha de uma estratégia para lidar com eles requer que correlações e riscos sejam contabilizados.

3.4 Métodos estatísticos de Monte Carlo e bootstrap

Para Carvalho & Rabechini (2008), as incertezas nos projetos são muitas e minimizá-las é uma tarefa que poucos gerentes sabem. Neste contexto, as técnicas de simulação surgem como importante ferramenta para prever e minimizar incertezas de custos e tempo de projetos. Como alternativa, o Método de Monte Carlo, segundo Moore & Weatherford (2006), pode ser utilizado largamente na avaliação de projetos, onde os riscos envolvidos podem ser expressos de forma simples e de fácil leitura, e as simulações auxiliam a decisão. Assim, os indicadores deixam de ser determinísticos e passam a ser estocásticos, probabilísticos.

“Monte Carlo” foi o codinome de um projeto secreto relacionado ao desenho e ao projeto de armas atômicas desenvolvido pelo matemático John von Neumann. Ele descobriu que um modelo de amostragem aleatória simples poderia resolver determinados problemas matemáticos até então considerados de resolução impossível (SCHUYLER, 1994).

O Método de Monte Carlo é uma técnica de amostragem artificial empregada para operar numericamente sistemas complexos que tenham componentes

aleatórios. Essa metodologia incorporada a modelos de finanças, fornece como resultados aproximações para as distribuições de probabilidade dos parâmetros que estão sendo estudados. São realizadas diversas simulações onde, em cada uma delas, são gerados valores aleatórios para o conjunto de variáveis de entrada e parâmetros do modelo que estão sujeitos à incerteza. Tais valores aleatórios gerados seguem distribuições de probabilidade específicas que devem ser identificadas ou estimadas. O conjunto de dados produzidos ao longo de todas as simulações poderão ser analisados estatisticamente e fornecer resultados em termos de probabilidade. Essas informações serão úteis na avaliação da dispersão total das previsões do modelo causada pelo efeito combinado das incertezas dos dados de entrada e na avaliação das probabilidades de serem violados os padrões das projeções financeiras (COSTA & AZEVEDO, 1996).

A técnica de simulação de Monte Carlo (SHAPIRO & GROSS, 1981 and SHAW, 1994) é baseada num procedimento em que a saída de um sistema, variável aleatória reposta Y , é obtida a partir de uma relação funcional (determinística) conhecida entre as variáveis aleatórias de entrada do sistema $X_1, X_2, \dots, X_n$, ou seja:

$$Y = f(X_1, X_2, \dots, X_n) \quad (1)$$

De modo que cada variável de entrada segue uma distribuição específica (D_i), com os seus respectivos parâmetros (θ_i):

$$X_1 \sim (D_1(\theta_1)); X_2 \sim (D_2(\theta_2)); \dots X_n \sim (D_n(\theta_n)) \quad (2)$$

Observa-se que o conhecimento do sistema se dá em termos probabilísticos, ou seja, o sistema é caracterizado pelas distribuições probabilísticas das variáveis aleatórias de entrada $X_1, X_2, \dots, X_n$, obtendo-se assim a distribuição probabilística da variável aleatória de saída (Y).

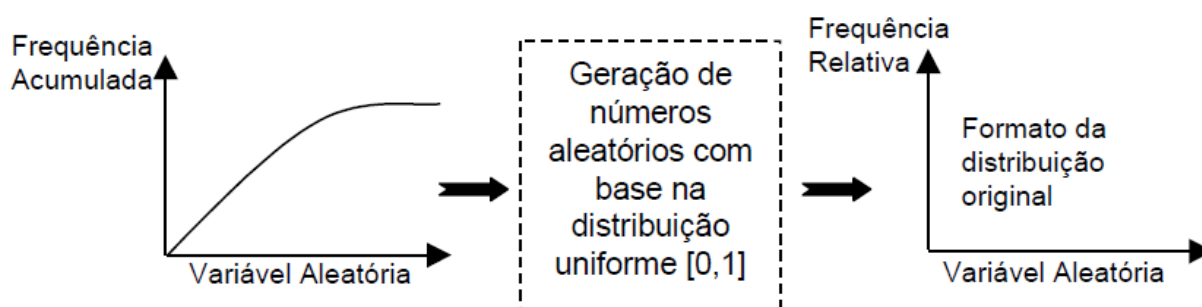
Um estudo de simulação envolve as seguintes etapas:

1. Determinação da relação funcional e/ou modelo matemático que descreve a saída a partir de seus elementos ou entradas;
2. Associação a cada variável de entrada a um modelo probabilístico; geração de variáveis aleatórias para cada uma das variáveis de entrada, utilizando

a relação funcional para obter a saída ou resposta do sistema sob a ótica probabilística (Figura 2);

3. Repetição do procedimento acima inúmeras vezes, obtendo-se um conjunto de dados que representa a saída;
4. Resumo do conjunto de dados através de histogramas ou do ajuste de um modelo probabilístico.

Figura 2 - Modelagem estocástica da Simulação de Monte Carlo.



Fonte: GITMAN (1987)

Já a técnica de bootstrap paramétrica (EFRON, 1979) é baseada na reamostragem usando um modelo ajustado, a fim de criar réplicas dos dados, a partir das quais podemos avaliar a variabilidade de um dado estimador. Uma aplicação bastante útil, é no estudo da distribuição amostral de estimadores de regressão não linear (RATKOWSKY, 1990). Neste caso, após o ajuste do modelo de regressão, novas observações são geradas (reamostragem) utilizando os parâmetros estimados e gerando variáveis aleatórias normais com média zero e variância residual do modelo. Na sequência, procede-se um novo ajuste do modelo, estimando-se os novos parâmetros do modelo. Este processo é repetido, por exemplo, 1.000 vezes, obtendo-se assim a distribuição amostral dos estimadores.

4 MATERIAL E MÉTODOS

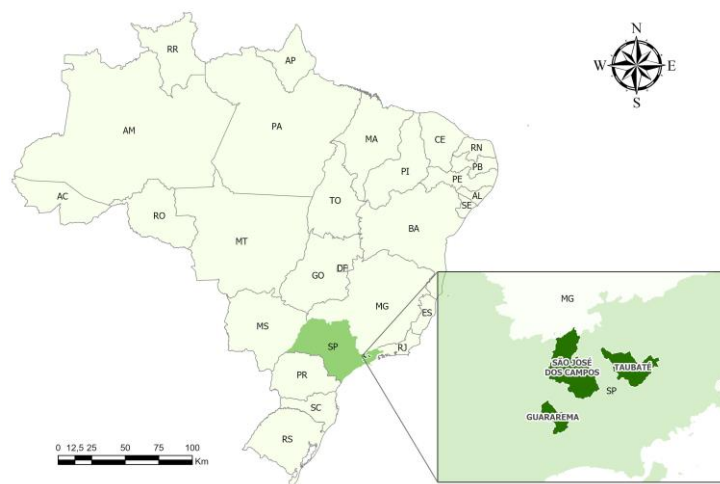
O presente trabalho foi conduzido com a base de dados obtida por Takahashi (2002) na condução da sua dissertação, apresentada à Faculdade de Ciências Agronômicas da UNESP, para obtenção do título de Mestre em Agronomia na área de concentração de Proteção de Plantas. Sendo assim, as informações referentes ao local de instalação das parcelas de observação, avaliações da incidência de ataque da ferrugem e do desenvolvimento das plantas, citadas neste trabalho são provenientes da sua dissertação.

4.1 Local de instalação das parcelas de observação

Este ensaio foi instalado no Vale do Paraíba por constituir uma região favorável à ocorrência da ferrugem do eucalipto, devido ao clima Subtropical, com temperaturas médias do mês mais quente igual à 22°C e, também, pelo fato de ser uma região onde se encontram grandes maciços de reflorestamento destinados tanto para a recuperação de áreas degradadas como para fins de produção em empresas privadas (CAMARGO et al., 1997; TAKAHASHI et al., 1999b).

As áreas de observação foram instaladas em três regiões de plantio, Guararema, São José dos Campos e Taubaté (Figura 3), pertencentes à extinta Votorantim Celulose e Papel, na região do Vale do Paraíba, no mês de fevereiro de 1997.

Figura 3 – Regiões de plantio no estado de São Paulo.



Fonte: Produção do próprio autor

Para cada região foram avaliados dois plantios de idades diferentes, preferencialmente os plantios com idade inferior a um ano e que já apresentavam diferentes níveis de severidade da ferrugem, oriundas de plantio comercial da própria empresa, cujos locais, espécie e procedências estão apresentados na Tabela 1.

Tabela 1 – Dados das áreas do experimento.

Região	Fazenda	Talhão	Espécie	Procedência	Data de Plantio	Idade (meses)
Guararema	Rogemar	3	<i>E. grandis</i>	Paraibuna	10/07/96	07
	Rogemar	6	<i>E. grandis</i>	Paraibuna	23/12/96	02
São José dos Campos	Varadouro	10	<i>E. grandis</i>	Salto	20/11/96	03
Taubaté	São Pedro I	6	<i>E. grandis</i>	Botucatu	08/08/96	07
	N. S. Ajuda	9	<i>E. grandis</i>	Taubaté	18/07/96	07
	Gaspar	7	<i>E. grandis</i>	Resende	28/06/96	08

Fonte: TAKAHASHI. (2002).

No total foram analisadas seis parcelas, de 150 plantas cada uma, dispostas em três linhas de plantio de 50 plantas cada, com espaçamento de 3,00 m X 2,50 m entre plantas, com intervalo de duas linhas, com um total de 900 plantas.

As cinco procedências comerciais de *Eucalyptus grandis* utilizadas (Paraibuna, Salto, Botucatu, Taubaté e Resende), se mostravam suscetíveis à ferrugem quando inoculadas em condições controladas (TAKAHASHI et al., 1997).

4.2 Avaliações

4.2.1 Avaliação da Doença

As plantas de cada parcela foram numeradas e avaliadas individualmente, quanto à incidência (porcentagem de plantas com ferrugem) e severidade (intensidade ou níveis de infecção) determinada por uma escala diagramática, confeccionada para esta finalidade, em três níveis:

- a) NI - planta isenta da doença, ou seja, a planta sadia;
- b) NII - com pústulas normais de ferrugem geralmente esparsas ou apenas ocasionalmente abundantes, nos limbos e folhas novas;

- c) NIII - planta com pústulas normais abundantes. Em estágios mais avançados da doença apresenta pústulas nos limbos, pecíolos de folhas mais novas e nos terminais de galhos e na haste principal, comprometendo a dominância apical e a estrutura foliar e da planta.

Essa escala foi idealizada por Takahashi (2002) baseando-se em critérios de forma, distribuição, a frequência das lesões e o comportamento da planta no campo, a partir de observações das plantas com sintomas da doença (Figura 4). Para ajustes neste estudo, considerou-se NI=1, NII=2 e NIII=3.

Figura 4 - Escala diagramática da ferrugem do eucalipto.



Fonte: TAKAHASHI. (2002)

4.2.2 Avaliação do desenvolvimento das plantas

Para avaliar o desenvolvimento das plantas, tomou-se a medida de altura da planta (cm) e DAP (Diâmetro à Altura do Peito expressa em cm).

No total foram realizadas doze avaliações, conforme mostra a Tabela 2. As medições foram realizadas a cada dois meses, estendendo-se até a quarta avaliação, que corresponde de nove a quatorze meses de idade da planta no campo, estágio fenológico em que a planta é bastante suscetível à ferrugem. A partir da quinta avaliação até a décima, correspondendo à idade de 1,5 a 2,0 anos das plantas, o intervalo avaliação foi de três meses. A décima primeira avaliação foi realizada seis

meses após à décima avaliação, com plantas que apresentavam em torno de 2,5 anos. A última avaliação, décima segunda, foi realizada doze meses após a penúltima, com plantas que apresentavam idade em torno de 4 anos. O intervalo das duas últimas avaliações foi maior pelo fato de que após os dois anos de idade as plantas não apresentavam sintomas da doença. Os parâmetros mais importantes nessas avaliações foram os componentes de produção: DAP e altura das plantas.

Tabela 2 - Data das doze avaliações e as respectivas idades em que as plantas foram avaliadas, nas três regiões do estado de São Paulo, considerando cinco procedências de *Eucalyptus grandis*.

Região	Guararema		São José dos Campos		Taubaté	
Fazenda	Rogemar	Rogemar	Varadouro	S. Pedro I	N.S. Ajuda	Gaspar
Talhão	3	6	10	6	9	7
Procedência	Paraibuna	Paraibuna	Salto	Botucatu	Taubaté	Resende
Data de Plantio	10/07/96	23/12/96	20/11/96	08/08/96	18/07/96	28/06/96
Data de avaliação	Idade (meses)					
25/02/97	7	2	3	6	7	7
08/05/97	10	4	5	8	9	10
03/07/97	12	6	7	10	11	12
03/09/97	14	8	9	12	13	14
01/12/97	17	11	12	15	16	17
16/03/98	20	14	15	19	19	20
04/06/98	23	17	18	21	22	23
18/09/98	26	20	21	25	26	26
04/12/98	29	23	24	27	28	29
01/03/99	32	26	27	30	31	32
10/09/99	38	32	33	36	38	39
19/10/00	51	45	47	50	52	52

Fonte: TAKAHASHI. (2002).

A produção individual, em metros cúbicos, foi calculada utilizando a seguinte equação:

$$V_i = \frac{\pi}{4} \cdot (dap)^2 \cdot H_t \cdot f \quad (3)$$

Em que,

V_i : volume individual do tronco (m^3)

dap : Diâmetro à Altura do Peito (m)

H_t : Altura total (m)

f : Fator de forma

O fator de forma (f) de um maciço florestal é determinado através da média aritmética dos fatores de forma obtidos em diversas árvores amostradas ao longo do povoamento (VEIGA, 1984). O fator de forma utilizado na equação, no valor de 0,42, foi obtido através de dados de inventário da Votorantim Celulose e Papel.

Com base no volume individual da árvore, obteve-se o volume real por hectare (V_{real}) em metros cúbicos, conforme indicado na equação seguinte:

$$V_{real} = \left(\frac{n_2}{n_1} \right) \cdot \sum_{i=1}^n (V_i) \quad (4)$$

Em que,

V_{real} : volume ($m^3 \text{ ha}^{-1}$)

V_i : volume individual (m^3)

n_1 : número de árvores na parcela avaliada

n_2 : número de árvores por hectare

O volume estimado é o volume esperado, calculado com base no volume das árvores sadias, em metros cúbicos por hectare, conforme a equação abaixo:

$$V_{est} = \left(\frac{n_2}{n_1} \right) \cdot \sum_{i=1}^n (V_{is}) \quad (5)$$

Em que,

V_{est} : volume estimado ($m^3 \text{ ha}^{-1}$)

V_{is} : volume individual de plantas sadias (m^3)

n_1 : número de árvores na parcela avaliada

n_2 : número de árvores por hectare

O volume real (V_{real}) é o volume obtido de cada parcela, considerando o volume das plantas doentes. O volume estimado (V_{est}) é o volume estimado apenas do volume das plantas sadias, extrapolando esses valores para o total da parcela.

4.2.3 Avaliação dos danos da ferrugem do eucalipto

Neste estudo, para se reduzir o problema da variação do ataque fungo *Austropuccinia psidii* Winter no tempo, está sendo proposta a criação do Índice de Severidade da Ferrugem (ISF), que se trata de uma média ponderada dos níveis de ataque da doença, de acordo com a escala diagramática (NI=1 para plantas sadias, NII=2 e NIII=3 para plantas doentes), que considera a incidência e a severidade, pelo inverso do tempo.

A ideia da ponderação pelo inverso do tempo baseia-se no fato de que plantas doentes em idades juvenis podem afetar mais fortemente o volume em idades maiores (próximo à colheita), gerando a perda da produtividade. Como citado por Ruiz et al. (1989), a existência de órgãos juvenis, incluindo folhas novas e terminais de crescimento, favorecem as infecções pelo patógeno e, que de acordo com Krugner (1980) e Ferreira (1983), causam deformações dos órgãos, perda de dominância apical e, provavelmente, redução de crescimento. Por outro lado, plantas que se manifestam como doentes em idades adultas podem impactar com menor intensidade o volume da floresta em idades mais próximas à colheita.

O ISF proposto neste trabalho foi calculado utilizando-se a seguinte equação:

$$ISF = \frac{\sum_{i=1}^n (severidade)_i \left(\frac{1}{(idade)_i} \right)}{\sum_{i=1}^n \left(\frac{1}{(idade)_i} \right)} \quad (6)$$

Em que:

ISF : Índice de Severidade da Ferrugem;

severidade: escala diagramática em três níveis (NI, NII e NIII) que indica a intensidade ou níveis de infecção) ;

idade: idade em meses.

Foram criadas duas categorias de severidade: plantas sadias ($ISF = 1,0$) e plantas doentes ($1,0 < ISF \leq 3,0$).

4.3 Quantificação de danos no volume (m^3)

4.3.1 Efeito da intensidade e evolução da doença no volume máximo amostral (m^3)

Para representar a variação dos dados dos volumes máximos amostrais (m^3), em função da severidade da ferrugem (plantas doentes x sadias) e em função do Índice de Severidade da Ferrugem (ISF), segundo a região e fazenda em ambos os casos, utilizou-se gráficos box-plots. Foram elaborados gráficos do volume médio na última medição (volume máximo amostral) em função do Índice de Severidade da Ferrugem (ISF).

4.3.2 Efeito das fazendas, severidade e do Índice de Severidade da Ferrugem (ISF) no volume máximo amostral (m^3) – Modelos lineares generalizados

Para avaliar os efeitos dos fatores fazenda, severidade e do Índice de Severidade da Ferrugem (ISF) na variável resposta volume máximo amostral (m^3), foram ajustados modelos lineares generalizados (NELDER & WEDDERBURN, 1972) com distribuição gama e função de ligação logarítmica e, como covariável contínua o *ISF* por planta. A qualidade dos ajustes do modelo linear generalizado ajustado foi realizada por meio da análise de desvios (*deviance*) e o gráfico dos resíduos de Pearson padronizados. Para comparações entre tratamentos foi utilizado o teste de Tukey-Kramer (WESTFALL et al., 1999) do procedimento *genmod* do programa estatístico SAS – *Free Statistical Software, SAS University Edition*.

4.3.3 Efeito do Índice de Severidade da Ferrugem (*ISF*) no volume máximo amostral (m^3) – Modelos de regressão lineares generalizados

Na sequência, foram ajustados modelos de regressão lineares generalizados (NELDER & WEDDERBURN, 1972) com distribuição Gama e função de ligação logarítmica, por fazenda, considerando a variável resposta os volumes máximos amostrais (m^3) e como covariável contínua o Índice de Severidade da Ferrugem (*ISF*).

Após o ajuste, foram obtidos modelos estimados pela equação:

$$\hat{\mu}_{volmax} = \exp(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 ISF) = \exp(\hat{\beta}_0) \exp(\hat{\beta}_1 ISF) \quad (7)$$

Em que,

$\hat{\mu}_{volmax}$: volume máximo médio amostral (m^3), que segue a distribuição gama;

$\hat{\beta}_0$: parâmetro estimado relacionado ao intercepto;

$\hat{\beta}_1$: parâmetro estimado relacionado à velocidade de caimento do volume (caso $\hat{\beta}_1 < 0$).

ISF: Índice de Severidade da Ferrugem.

O parâmetro estimado $\hat{\beta}_1$ tem a seguinte interpretação: a cada aumento de uma unidade do *ISF*, a média estimada do volume amostral máximo (m^3) diminui a uma taxa constante de $\exp(\hat{\beta}_1)$, caso $\hat{\beta}_1 < 0$. Para os ajustes dos modelos de regressão lineares generalizados, foi utilizado o procedimento *genmod* do programa estatístico SAS – *Free Statistical Software, SAS University Edition*.

4.3.4 Curvas de crescimento para avaliação do efeito da doença no volume aos 51, 60, 66 e 72 meses – Modelos de regressão não linear de Gompertz

Nesta etapa, foram ajustados modelos de regressão não linear de Gompertz, segundo região, fazenda, linha e planta, para os dados de volume (m^3) no tempo (meses):

$$volume_i = a \exp\left(-\exp(\gamma(\beta - idade_i))\right) + e_i \quad (8)$$

Em que,

$volume_i$: volume da i-ésima árvore ($m^3 ha^{-1}$);

α : assíntota do modelo (volume máximo teórico que a árvore pode atingir);

β : abscissa da inflexão (tempo para o qual encontramos a maior velocidade instantânea de crescimento);

γ : parâmetros relacionados à velocidade de crescimento;

$idade$: idade da árvore em meses;

e_i : componente aleatório referente a i-ésima observação, que segue distribuição normal com média zero e variância constante σ_e^2 , isto é, $e_i \sim N(0, \sigma_e^2)$.

Para o ajuste dos modelos de regressão não linear foi utilizado o procedimento *proc model*, (Programa estatístico SAS – *Free Statistical Software*, SAS University Edition), com o comando *estimate* para estimar os volumes aos 51, 60, 66 e 72 meses. As pressuposições do modelo relacionadas à estrutura dos erros foram atendidas pela aplicação dos testes de Durbin-Watson e Breusch-Pagan para, respectivamente, verificar independência e homocedasticidade e, os gráficos Q-Q plot, para a normalidade dos resíduos. Para atender a homocedasticidade, foi utilizada a opção *weight*, tendo como fator o inverso das variâncias em cada idade no modelo – caracterizando uma regressão não linear ponderada.

Para atender à estrutura de dependência dos dados (medidas repetidas), foi utilizado a macro *%ar* com *lag=2* no procedimento *proc model*. Finalmente, serão estimados os volumes aos 51, 60, 66 e 72 meses de acordo com a categoria de severidade (doentes/sadias). Foram obtidas as diferenças percentuais dos volumes estimados (Equação 9), seguidos das estimativas dos desvios padrões (Equação 10) (dp_{vi}) aproximados, utilizando-se o método delta (OEHLERT, 1992).

$$difpvol_i = \frac{(voli_doente - voli_sadia)}{voli_sadia} \cdot 100 \quad (9)$$

Em que,

$difpvol_i$ =diferença percentual entre volume (m^3) das plantas doentes e sadias na idade i ;

$voli_doente$ = volume (m^3) das plantas doentes na idade i ;

$voli_sadia$ = volume (m^3) das plantas sadias na idade i .

$$dp_{v_i} \cong \sqrt{\frac{(voli_sadia)^2}{(voli_doentes)^4} (var(voli_d)) - 2cov(voli_s, voli_d) + \frac{(var(voli_s))}{(voli_doentes)^2}} \quad (10)$$

Em que,

dp_{v_i} : desvio padrão das estimativas das diferenças percentuais em volume na idade i ;

$voli_sadia$: volume estimado das plantas sadias na idade i ;

$voli_doentes$: volume estimado das plantas doentes na idade i ;

$var(voli_s)$: variância da estimativa do volume das plantas sadias na idade i ;

$var(voli_d)$: variância da estimativa do volume das plantas doentes na idade i ;

$var(voli_s)$: variância da estimativa do volume das plantas sadias na idade i ;

$cov(voli_s, voli_d)$: covariância entre os volumes estimados das plantas sadias e doentes na idade i .

4.4 Quantificação de perda econômica – Avaliação da incerteza da Receita Líquida uma aplicação usando os métodos de simulação de Monte Carlo e de simulação *bootstrap*

4.4.1 Avaliação econômica da Receita Líquida – Aplicação dos métodos de simulação de Monte Carlo e de simulação *bootstrap*

Nesta etapa, o objetivo é modelar a incerteza da Receita Líquida. Esta é definida como a diferença entre a Receita Unitária e os Custos Unitários. A Receita Unitária é calculada como sendo o produto entre a quantidade e o preço do produto produzido (Equação 11). No exemplo a ser modelado, os custos unitários em (R\$/m³) estão associados à produção, portanto, não serão considerados fixos em todas as simulações. Já a quantidade será dada pelo volume por hectare (m³/ha) das florestas.

$$R_L = R_U - C_U = Q_P \cdot P_U - C \cdot Q_P = Q_P(S \cdot P_U - C) \quad (11)$$

Em que,

R_L : Receita Líquida (R\$. ha⁻¹);

R_U : Receita Unitária (R\$. ha⁻¹);

C : Custo por ha ($R\$. ha^{-1}$);

C_u : Custo por m^3 ($R\$. ha^{-1}$)

Q_P : Quantidade Produzida ($R\$. ha^{-1}$);

P_U : Preço Unitário ($R\$. ha^{-1}$);

V_a : Volume por árvores ($m^3 . árvore^{-1}$) – estimado pelas equações de volume;

Nha : Número de árvores por hectare ($árvores . ha^{-1}$) ($Nha = 1.333,3$ plantas. ha^{-1} considerando espaçamento 3,0 m x 2,5 m ou 7,5 m^2 .planta $^{-1}$);

S : sobrevivência, assumindo o valor de 0,9 ou 90%.

O preço médio da madeira em pé para o estado de São Paulo, considerado neste estudo, foi obtido a partir da média entre os meses de agosto de 2018 à julho de 2019, no valor de R\$42,93/ m^3 , tendo como fonte o Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (Cepea), que é parte do Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” (Esalq), unidade da Universidade de São Paulo (USP).

A quantidade produzida será obtida pelo produto entre o volume por árvore - estimado pelas equações das curvas de crescimento ajustadas, e o número de árvores por hectare – dependente do espaçamento entre plantas. A sobrevivência, em todas as simulações foram consideradas como fixa e igual a 90%. Em termos de dimensionais, a quantidade produzida, o preço, os custos e a receita líquida, ficam:

$$[R_L] = S[Q_P][P_U] - [Q_P][C] = \left(\frac{m^3}{ha}\right)\left(\frac{R\$}{m^3}\right) - \left(\frac{m^3}{ha}\right)\left(\frac{R\$}{m^3}\right) = \frac{R\$}{ha} \quad (12)$$

A modelagem da incerteza da receita líquida será realizada utilizando-se as técnicas de reamostragem por *bootstrap* paramétrico (EFRON, 1979) para o volume estimado e de simulação de Monte Carlo para as variações do preço da madeira:

a) Os volumes produzidos aos 51, 60, 66 e 72 meses serão simulados utilizando-se a técnica de *bootstrap* paramétrico (EFRON, 1979; RATKOWSKY, 1990) a partir das equações de volume (m^3) estimadas – curvas de crescimento em volume, obtidas no item 4.3.4 equação (8). Serão gerados novos valores de volumes estimados a partir da equação (13).

$$\hat{y}_{r,f,s,i,j} = \hat{\alpha}_{r,f,s} \exp\left(-\exp\left(\hat{y}_{r,f,s}(\hat{\beta}_{r,f,s} - idade_i)\right)\right) + \hat{e}_{i,r,f,s,j} \quad (13)$$

Em que,

$\hat{y}$: volume estimado na região r, fazenda f, com severidade s, na idade i e repetição j ;

$\hat{\alpha}_{r,f,s}$: assíntota estimada pelo modelo de regressão não linear na região r, fazenda f, com severidade s;

$\hat{\gamma}_{r,f,s}$: parâmetro estimado do modelo relacionado à velocidade de crescimento na região r, fazenda f, com severidade s;

$\hat{\beta}_{r,f,s}$: abscissa da inflexão estimada pelo modelo de regressão não linear (tempo para o qual encontramos a maior velocidade instantânea de crescimento) na região r, fazenda f, com severidade s;

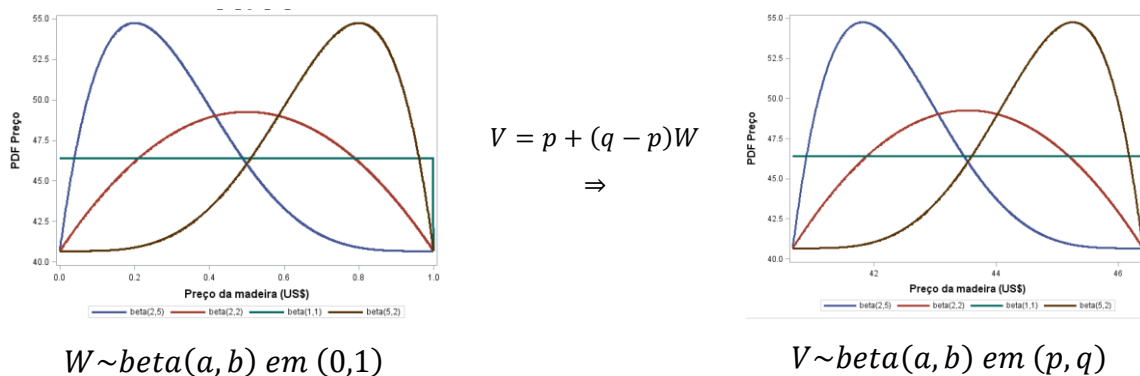
$\hat{e}_{i,r,f,s,j}$: componente aleatório gerado segundo uma distribuição normal com média zero e variância da estimativa do volume i na idade, na região r, fazenda f, com severidade s e repetição j ; $(e_i \sim N(0, \hat{\sigma}_e^2))$, obtida pelo comando *estimate* do procedimento *proc model* do programa SAS – *Free Statistical Software*, SAS University Edition. As idades em meses consideradas serão: 51, 60, 66 e 72 dias.

Assim, para cada condição de região, fazenda, severidade, serão geradas 1.000 observações de volume estimado na região r, fazenda f, com severidade s; na idade i .

b) A simulação do preço da madeira (R\$/m³) será feita associando-se ao preço da madeira uma variável aleatória contínua limitada – a distribuição beta de probabilidade. No caso, serão associados à variável preço, valores amostrados de mercado, considerando-se um valor mínimo e máximo possível. A distribuição de probabilidade beta possui um domínio limitado, que, originalmente é gerada no intervalo (0,1) e de grande flexibilidade quanto à forma de sua função de probabilidade. Por meio de transformação adequada, esta pode ser gerada num outro intervalo (p,q), em que p e q > 0 são preços mínimos e máximos por meio de transformação conveniente. A geração de uma variável aleatória beta pode ser obtida a partir da geração de duas distribuições gama, a saber:

- 1) gera-se uma variável aleatória X com distribuição gama com parâmetro a e outra variável aleatória com parâmetro b , isto é, $X \sim \text{gama}(a)$ e $Y \sim \text{gama}(b)$. Para geração da variável aleatória gama, será utilizada a função *rangam* do Programa estatístico SAS – Free Software, SAS University Edition. A variável aleatória $W = \left(\frac{X}{X+Y}\right) \sim \text{beta}(a,b)$, ou seja, segue distribuição beta no intervalo $(0,1)$, com parâmetros a e b . Os valores dos parâmetros a e b permitem várias formas da distribuição de probabilidade beta (Figura 5). No caso em que $a = b = 1$ em que temos a distribuição uniforme;
- 2) serão geradas as distribuições de probabilidade: $\text{beta}(1,1)$, $\text{beta}(2,2)$, $\text{beta}(2,5)$, e $\text{beta}(5,2)$;
- 3) para gerar uma variável aleatória $V \sim \text{beta}(a,b)$ no intervalo (p,q) , a partir de $W \sim \text{beta}(a,b)$ no intervalo $(0,1)$, fazemos: $V = p + (q - p)W$. Na Figura 5 são apresentadas algumas distribuições beta no intervalo de preço de R\$ 45,00 à R\$ 55,00.

Figura 5 - Exemplos de distribuições de probabilidade beta (a,b) de preço no intervalo $(0,1)$ e no intervalo de preço de R\$ 45,00 a R\$ 55,00, ou seja, $(45,55)$ em R\$/ha, segundo variação dos parâmetros a e b .



Fonte: Produção do próprio autor

4.5 Descrição, estrutura e consistência dos dados

As áreas de observação deste ensaio foram instaladas em três regiões de plantio (municípios), Guararema, São José dos Campos e Taubaté, no mês de fevereiro de 1997, tendo sido avaliados dois plantios de diferentes idades por local,

em seis diferentes talhões nas fazendas Rogemar, Varadouro, São Pedro I, N. S. Ajuda e Gaspar, conforme descrito no item 4.1 deste trabalho.

Inicialmente foi realizada uma consistência nos dados coletados, para se garantir uma base de dados confiável, sendo retirados os dados que apresentavam: nível de infestação igual a zero e nível de infestação sem a nota; altura igual a zero e altura sem a medição; DAP igual a zero e DAP sem a medição; volume igual a zero e volume sem a medição; dados que apresentavam decréscimo de altura e DAP em medições sucessivas; retirada de toda a base de dados do talhão 3 da fazenda Rogemar, por não apresentarem valores condizentes de altura e DAP quando comparada aos valores obtidos nas demais fazendas e talhões avaliadas nestes ensaio.

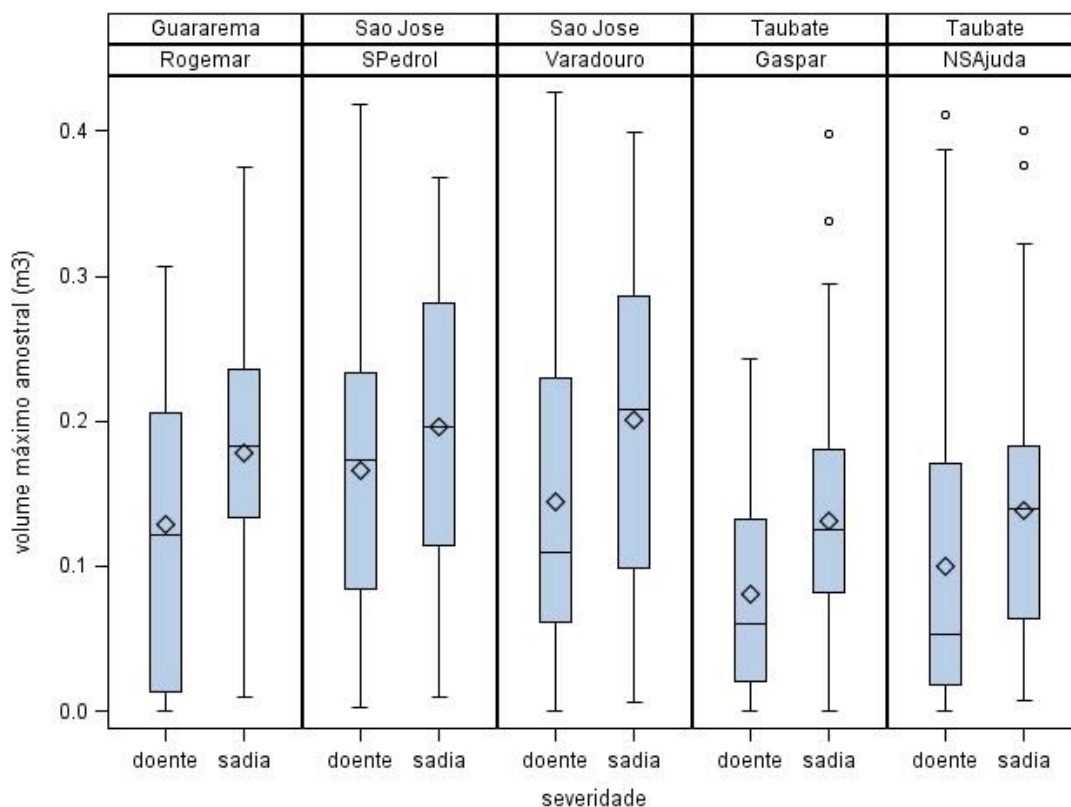
5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

5.1 Quantificação de danos no volume (m^3)

5.1.1 Efeito da intensidade e evolução da doença no volume máximo amostral (m^3), segundo fazenda e severidade

Nos gráficos de box-plot apresentados na Figura 6, com o volume (m^3) máximo amostral, estão representadas as categorias da severidade da ferrugem a partir das classes de *ISF*, onde as plantas com $ISF=1,0$ apresentam-se como plantas saudas e as plantas com $1,0 < ISF \leq 3,0$, são tidas como plantas doentes. Analisando-se os resultados apresentados nas diferentes regiões e fazendas, pode-se observar uma aparente tendência de valores superiores das médias dos volumes amostrais máximos para as plantas classificadas como saudas quando comparadas às plantas doentes.

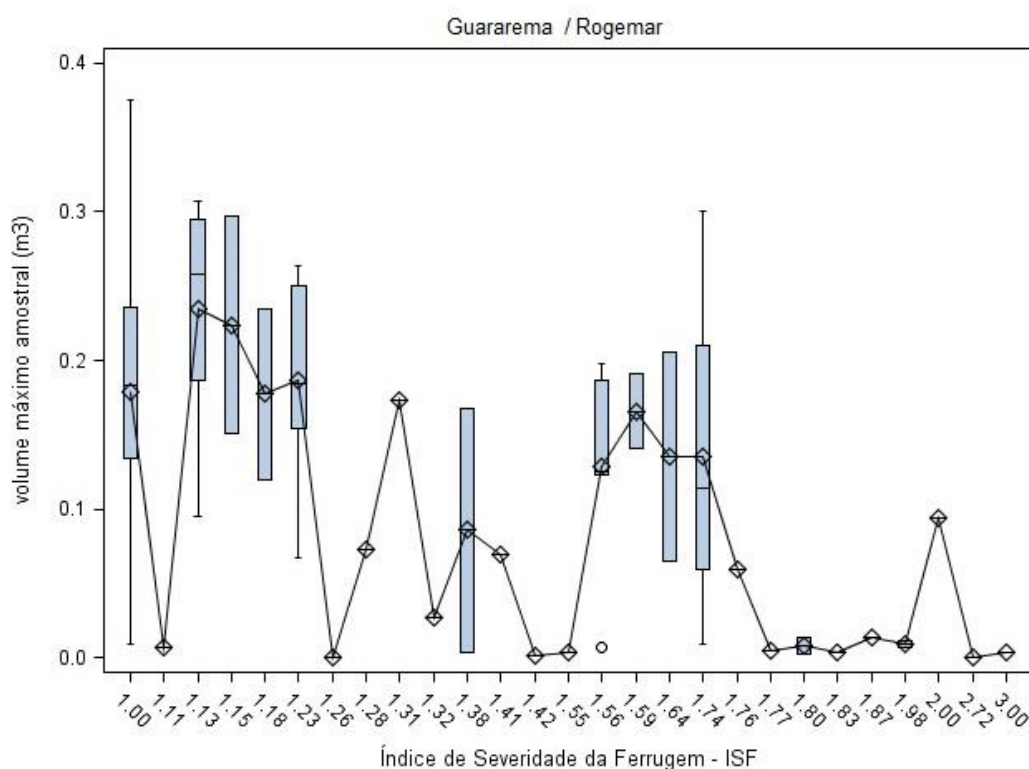
Figura 6 - Box-plot do volume amostral máximo (m^3) das florestas, segundo severidade (doente/sadia) e região/fazendas. As médias estão representadas pelos losangos.

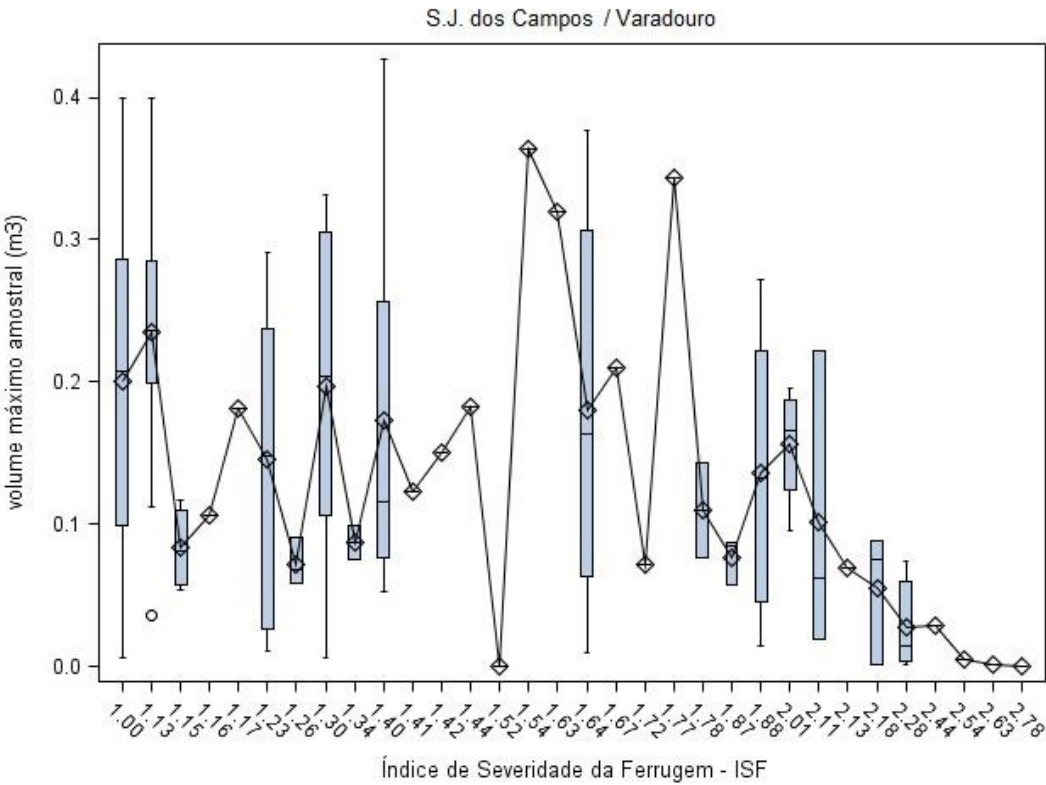
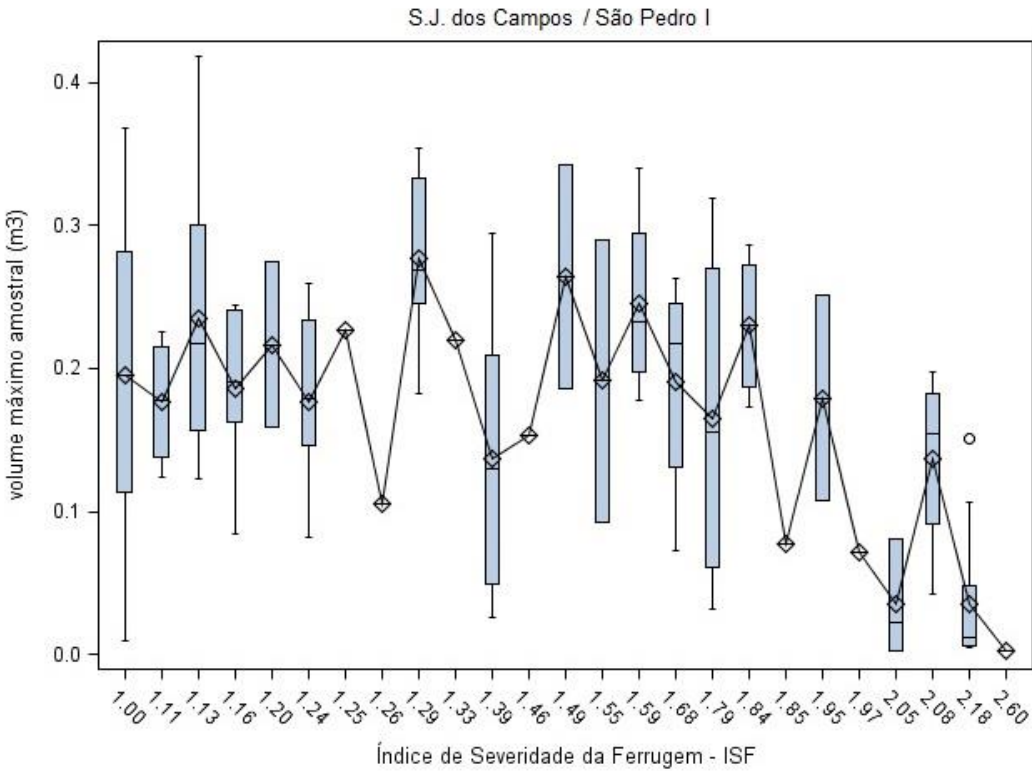


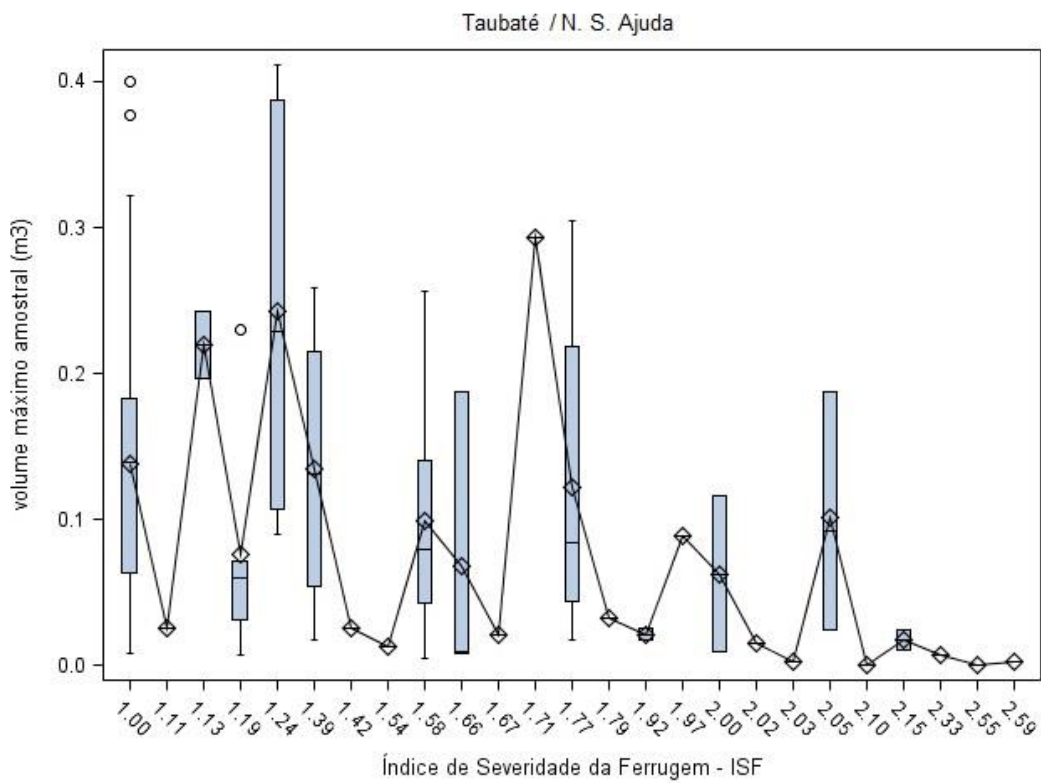
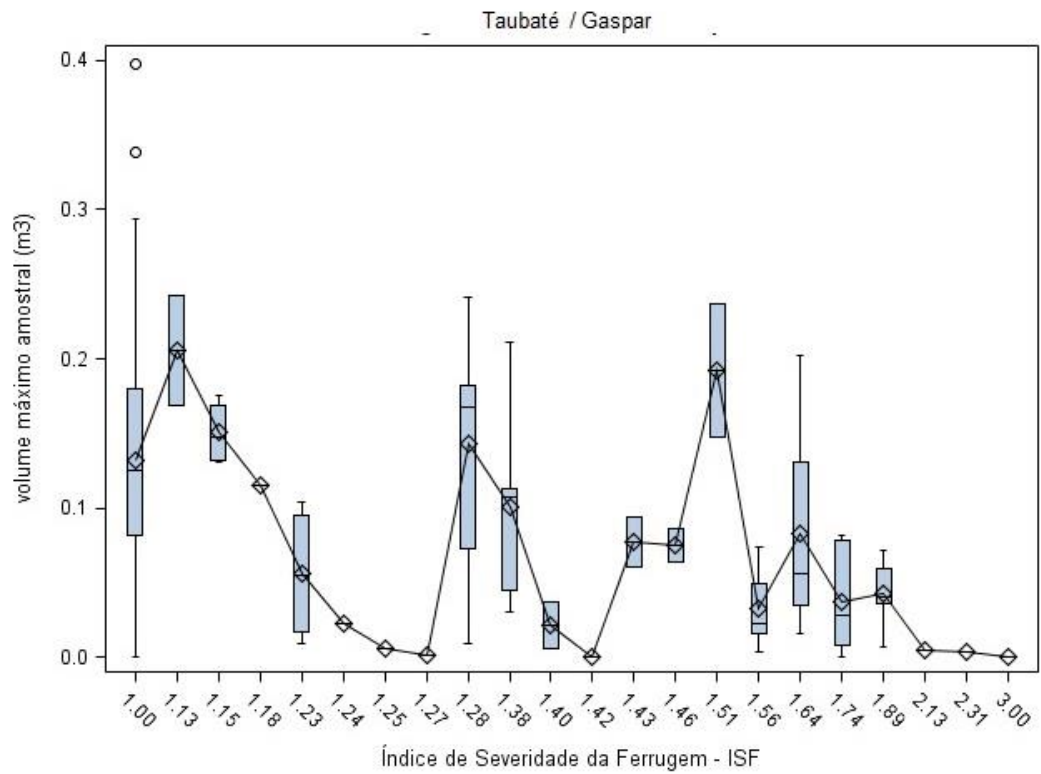
Fonte: Produção do próprio autor

A medida que o *ISF* aumenta, migrando da severidade sadia (*ISF*=1,0) até o nível mais alto da doença (*ISF*=3,0), observa-se uma tendência de redução do volume amostral máximo (m^3), apesar de certa oscilação, para as cinco diferentes fazendas avaliadas (Figura 7), corroborando com o Ruiz et al. (1989), Krugner (1980) e Ferreira (1983) que citam que a existência de órgãos juvenis, incluindo folhas novas e terminais de crescimento, favorecem as infecções pelo patógeno, causando deformações dos órgãos, perda de dominância apical e, provavelmente, redução de crescimento, uma vez que o aumento do *ISF* representa as plantas mais infestadas, com maior severidade em idades mais jovens.

Figura 7 - Box-plot dos volumes amostrais máximos (m^3) das florestas, segundo o Índice de Severidade da Ferrugem (*ISF*) para as cinco diferentes fazendas. As médias estão representadas pelos losangos.





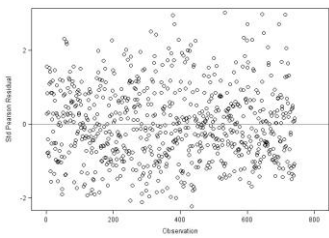


Fonte: Produção do próprio autor

5.1.2 Efeito das fazendas, severidade e do Índice de Severidade da Ferrugem (ISF) no volume máximo amostral (m^3) – Modelos Lineares Generalizados

A Tabela 3 apresenta a qualidade do ajuste modelo linear generalizado, como também os valores-p referentes aos fatores fazenda, severidade e sua interação e o ISF na variável resposta volume máximo amostral (m^3). Pode-se observar que houve efeito significativo ao nível de 5% de probabilidade para os efeitos principais de fazenda, severidade e para o Índice de Severidade da Ferrugem (ISF). Os resíduos padronizados se apresentam simétricos em relação ao valor zero e com flutuação no intervalo $[-2, +2]$, como sugerido pela teoria de modelos lineares generalizados (NELDER & WEDDERBURN, 1972).

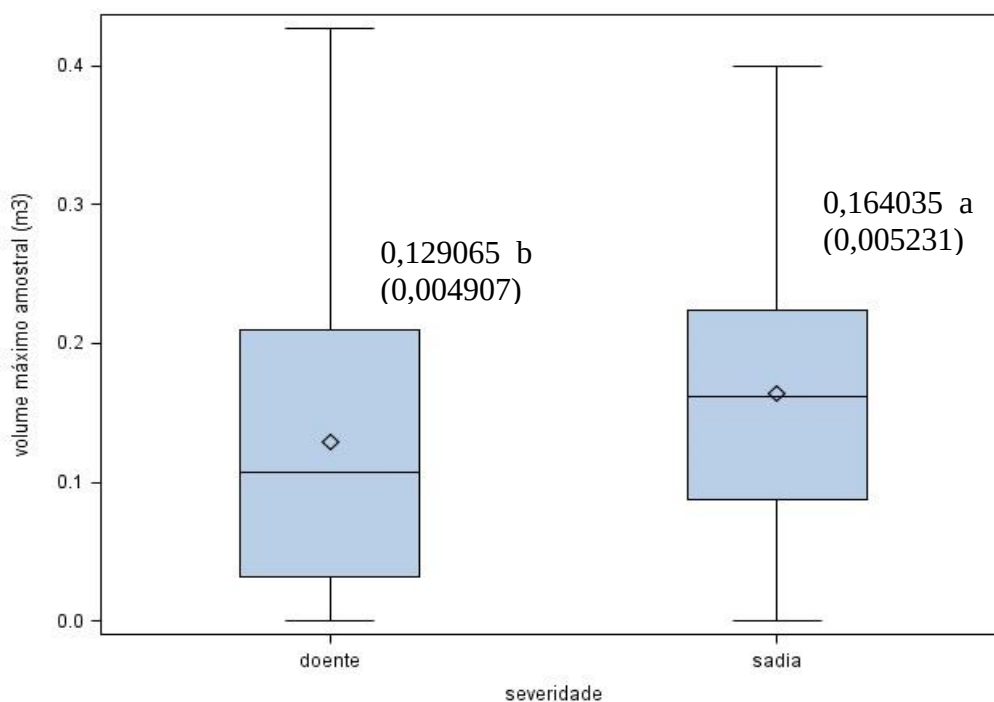
Tabela 3 – Qualidade de ajuste e valores-p dos fatores do modelo linear generalizado ajustado do efeito de fazenda e severidade no volume máximo amostral (m^3).

Desvios por graus de liberdade	Valor – p dos fatores				Resíduos padronizados de Pearson
	Fazenda	Severidade	Interação fazenda e severidade	ISF	
1,0150	<0,0001	0,0257	0,3096	<0,0001	

Fonte: Produção do próprio autor

De acordo com os resultados apresentados na Figura 8, observam-se efeitos significativos à 5% de probabilidade em relação ao volume máximo amostral (m^3) das árvores, no que diz respeito à categoria severidade (plantas doentes e sadias), mostrando que as plantas sadias ($ISF=1$) apresentam superioridade volumétrica em relação às plantas doentes ($1,0 < ISF \leq 3,0$).

Figura 8 - Boxs-plots do volume máximo amostral (m^3) das árvores, segundo a severidade. As médias estão representadas pelos losangos.

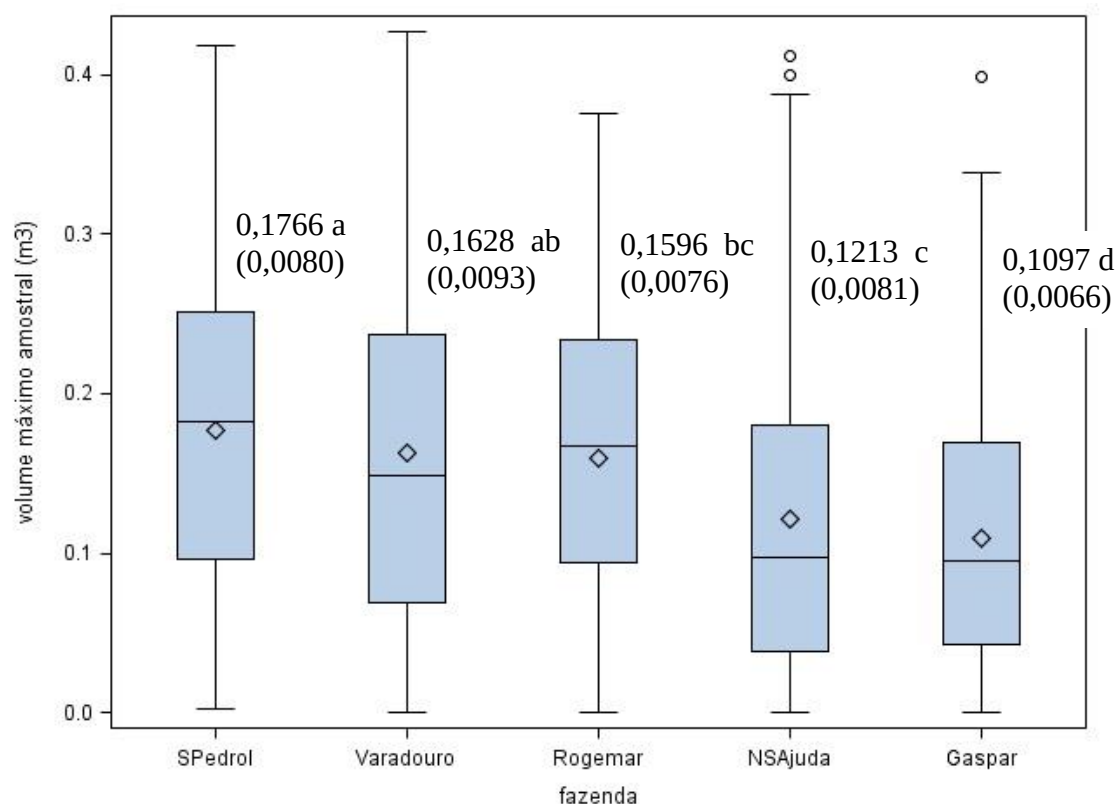


*Médias (representadas pelos losangos) seguidas de mesma letra minúscula não diferem estatisticamente pelo Teste de Tukey-Kramer ($p < 0,05$). Erro padrão da média entre parêntesis.

Fonte: Produção do próprio autor

Quando avaliados os efeitos do volume máximo amostral das árvores (m^3), pode-se observar pela Figura 9 que, ao nível de 5% de significância, a fazenda São Pedro I não difere estatisticamente da fazenda Varadouro, sendo ambas localizadas na região de São José dos Campos e, a fazenda Gaspar, que pertence à região de Taubaté, apresenta uma produção volumétrica (m^3), inferior a todas as demais fazendas.

Figura 9 - Boxs-plots do volume máximo amostral (m³) das árvores, segundo fazenda.



*Médias (representadas pelos losangos) seguidas de mesma letra minúscula não diferem estatisticamente pelo Teste de Tukey-Kramer ($p < 0,05$).

Fonte: Produção do próprio autor

A média do volume máximo amostral (m³) de madeira obtido para a fazenda São Pedro I (0,1766 m³/árvore), representa um valor de 211,92 m³/ha de madeira em pé, contra o volume de 131,64 m³/ha para a fazenda Gaspar, considerando-se uma população final de 1.200 árvores por hectare. Visto que o preço médio da madeira em pé, para o estado de São Paulo, é de R\$42,93/m³, teremos os valores de R\$9.097,73/ha para a fazenda São Pedro I contra R\$5.651,30/ha para a fazenda Gaspar, o que representa uma diferença de R\$3.446,43/ha entre os dois projetos florestais. Vale ressaltar que para fins deste cálculo, a idade em que se obteve o volume máximo amostral não representa a idade de corte da floresta, que será estimada e seu volume obtido para uma melhor comparação financeira.

5.1.3 Efeito do Índice de Severidade da Ferrugem (*ISF*) no volume máximo amostral – Modelos de regressão lineares generalizados

A primeira abordagem para avaliar a perda de rendimento devido à severidade, foi ajustar os modelos de regressões generalizadas do volume máximo (m^3) no *ISF*. Nesse caso, dois aspectos foram considerados: o uso da variável independente quantitativa (*ISF*), que originalmente é uma transformação de uma variável qualitativa que vem da escala diagramática de três níveis (NI para plantas saudáveis, NII e NIII para plantas doentes), indicando intensidade ou níveis de infecção. Esta variável qualitativa é considerada um "método qualitativo direto" e o uso dos modelos de regressão é denominado "modelos empíricos de perda de rendimento" (COOKE, 2006; OLSON, 2000); outra maneira de avaliar a perda de produtividade foi proposta por Van der Plank (1963), relacionada à área abaixo da curva de progresso da doença (AACPD), que tem sido usada como descritor da epidemia para medir a perda de culturas.

Com relação à qualidade de ajuste do modelo (Tabela 4), observa-se que os desvios por graus de liberdade estão próximos à unidade e os resíduos se apresentam relativamente simétricos em sua grande maioria, no intervalo $[-2, +2]$ (NELDER & WEDDERBURN, 1972).

Todos os parâmetros β_1 são estatisticamente negativos ($p < 0,05$), como pode ser comprovado pelos intervalos de confiança que não incluem o valor zero e pelos valores- p do teste da razão da verossimilhança. Esta perda em volume pode ser considerada como uma medida de dano relativo em volume, devido ao aumento da severidade, expressa em termos do *ISF*.

O parâmetro β_1 possui uma importante interpretação. Se considerarmos a média estimada em volume para dois valores distintos do ISF distando uma unidade entre si $((\hat{\mu}_{volmax})_0$ e $(\hat{\mu}_{volmax})_1$), obtermos:

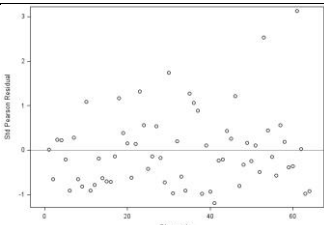
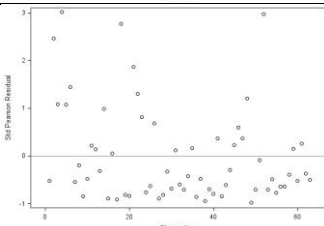
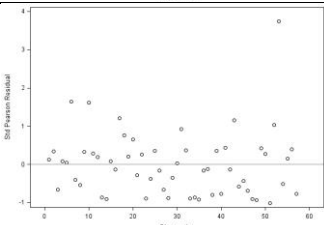
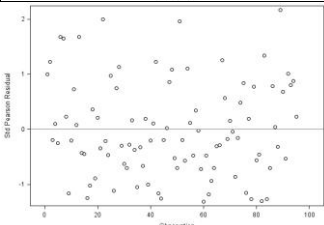
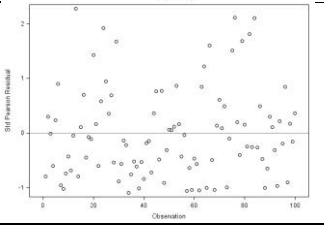
$$(\hat{\mu}_{volmax})_0 = \exp(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 ISF) \text{ e } (\hat{\mu}_{volmax})_1 = \exp(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 (ISF + 1)) \quad (14)$$

Tomando a razão entre os valores:

$$\begin{aligned} \frac{(\hat{\mu}_{volmax})_1}{(\hat{\mu}_{volmax})_0} &= \frac{\exp(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 (ISF + 1))}{\exp(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 ISF)} \Rightarrow \\ \frac{(\hat{\mu}_{volmax})_1}{(\hat{\mu}_{volmax})_0} &= \exp(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 (ISF + 1) - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 ISF) \Rightarrow \\ \frac{(\hat{\mu}_{volmax})_1}{(\hat{\mu}_{volmax})_0} &= \exp(\hat{\beta}_1) \end{aligned}$$

Ou seja, a cada aumento de uma unidade do ISF , a média estimada do volume máximo amostral (m^3) diminui a uma taxa constante de $\exp(\hat{\beta}_1)$, já que $\hat{\beta}_1 < 0$. Se desejarmos, podemos escolher duas fazendas, como por exemplo Gaspar (Taubaté) e Rogemar (Guararema) procedendo uma comparação estatística entre os parâmetros β_1 , simplesmente comparando os intervalos de confiança apresentados. No caso, os intervalos se interceptam, o que indica a não existência de diferença estatística entre os β_1 , para as fazendas Gaspar e Rogemar. Isto significa uma perda em volume médio equivalente sob o ponto de vista estatístico ao nível de 95% de confiança. Devemos empregar a técnica acima com parcimônia, pois não podemos utilizar este procedimento repetidamente para comparação entre pares de fazendas, pois deveríamos diluir o nível de significância em função do número de comparações múltiplas.

Tabela 4 - Estimativas dos parâmetros, intervalo de confiança aproximado de Wald e *valor-p*, referente aos ajustes dos modelos de regressão linear generalizados (NELDER & WEDDERBURN, 1972) com distribuição Gama e função de ligação logarítmica, por região/fazenda, considerando a variável resposta os volumes máximo amostral (m³) e como covariável contínua o Índice de Severidade da Ferrugem *ISF*. Modelo ajustado: $\hat{\mu}_{volmax} = \exp(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 ISF)$.

Região Fazenda	Desvios por graus de liberdade	Resíduos padronizados de Pearson	Parâmetros estimados		<i>Valores-p</i> do teste da razão de verossimi- lhança
			$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	
Taubaté Gaspar	1,2001		0,97 (-0,55; +2,48)	-2,44 (-3,44;-1,44)	<0,0001
Taubaté N.S. Ajuda	1,2143		0,41 (-1,13;+1,96)	-1,72 (-2,63;-0,80)	0,0004
Guarare- ma Rogemar	1,2204		0,94 (-0,36; 2,23)	-2,15 (-3,01;-1,30)	<0,0001
S.J. Campos SPedro I	1,1147		-0,09 (-0,81;-0,64)	-1,13 (-1,57;-0,68)	<0,0001
S.J. Campos Varadou- ro	1,1651		-0,24 (-1,10;-0,62)	-1,12 (-1,65;-0,60)	<0,0001

Fonte: Produção do próprio autor

5.1.4 Curvas de crescimento para avaliação do efeito da doença no volume aos 51, 60, 66 e 72 meses – Modelos de regressão não linear de Gompertz

A segunda abordagem para avaliar a perda de volume (m^3) pelo efeito da doença, foi ajustar os modelos de regressão não linear de Gompertz.

A Tabela 5 apresenta os box-plots dos volumes amostrais (m^3) em função da idade (meses), segundo a severidade (plantas doentes e saudáveis) e fazendas. Pode-se observar, que a variância apresenta-se não constante a medida que a idade aumenta, tratando-se de uma violação de pressuposição de ajuste dos modelos, sendo necessário equilibrar a variância (necessidade de homogeneidade da variância).

Tabela 5 - Box-plots dos volumes amostrais (m^3) em função da idade (meses), segundo severidade e fazendas.

(continua)

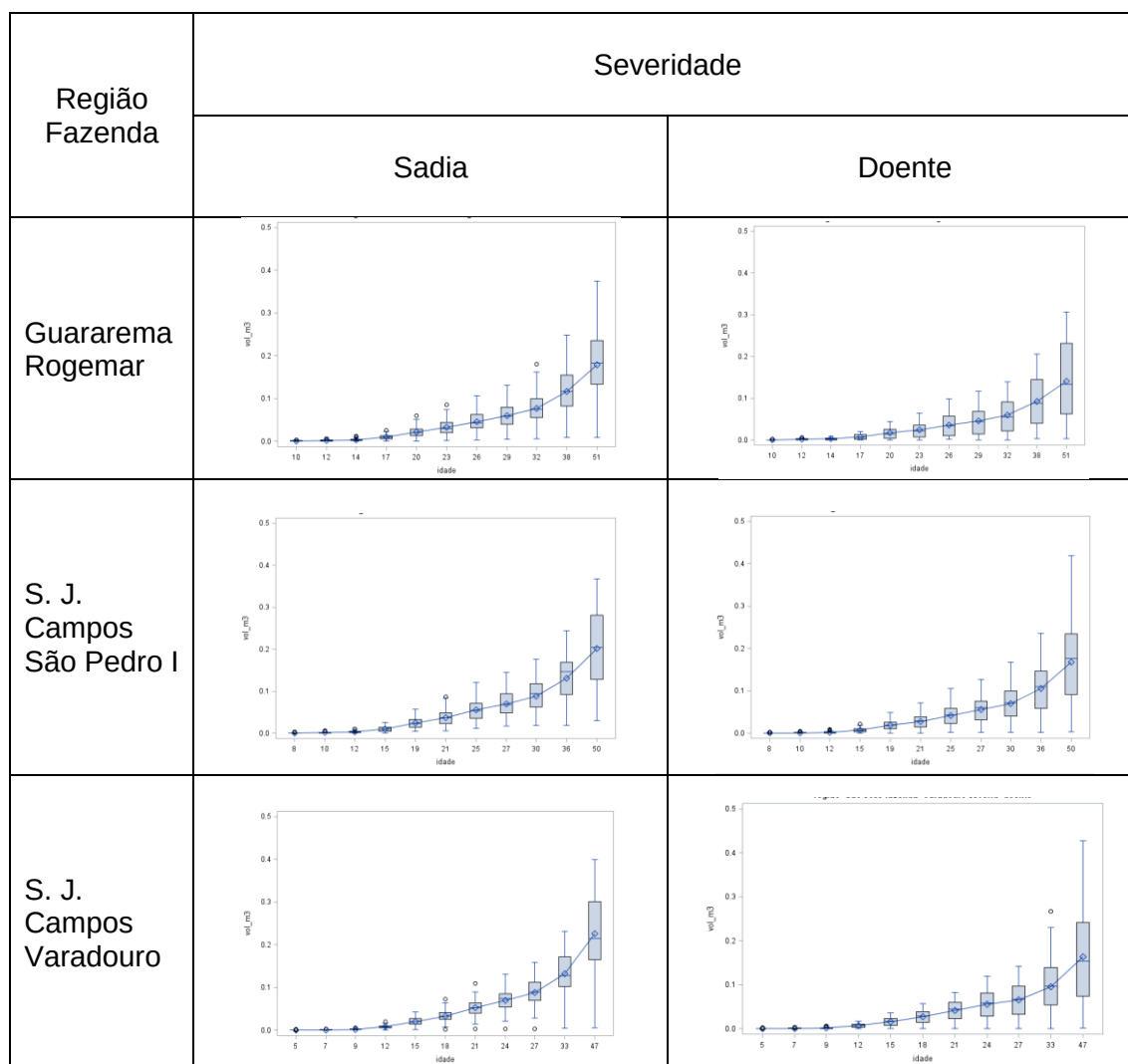
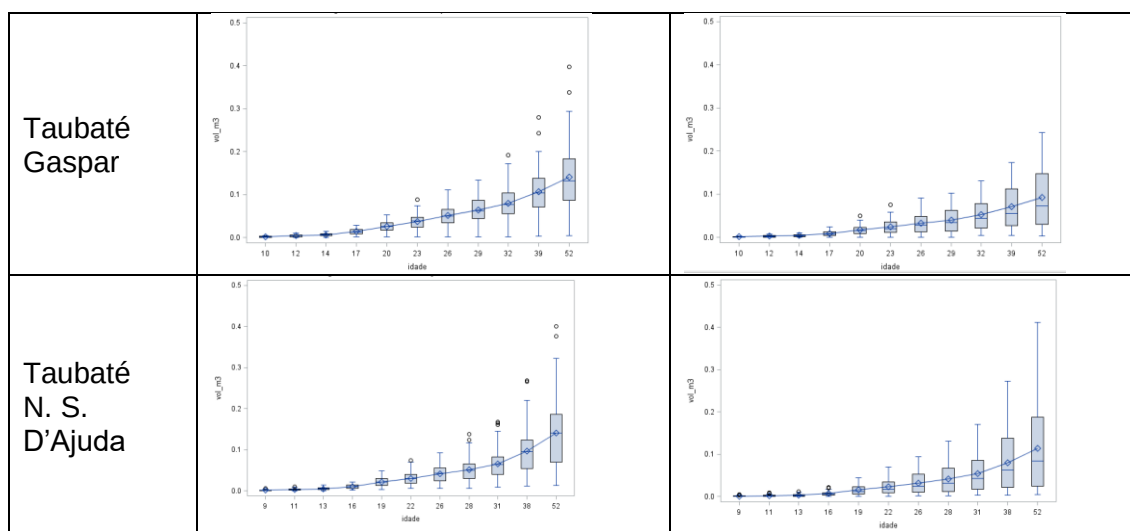


Tabela 5 - Box-plots dos volumes amostrais (m^3) em função da idade (meses), segundo severidade e fazendas.

(conclusão)



Fonte: Produção do próprio autor

A adequação do modelo de regressão não linear de Gompertz ao volume (m^3) no tempo, de acordo com a severidade (Tabela 6), sugere que, para todas as regiões e fazendas, existem possíveis diferenças entre as curvas de volume (m^3) segundo a severidade da ferrugem (plantas saudas / doentes).

Com o avanço da idade das florestas, a distância entre as curvas, que iniciam seu crescimento próximas e tendem a aumentar, indicam uma possível perda em volume (m^3) entre as plantas doentes e saudas. É possível notar que há uma tendência das fazendas Varadouro (São José dos Campos) e Gaspar (Taubaté) apresentarem uma maior perda dentre todas as fazendas avaliadas neste estudo, bem como a fazenda Nossa Senhora da Ajuda (Taubaté) apresentar uma tendência de menor perda volumétrica (m^3) entre as plantas doentes e saudas.

Nos dois padrões, provavelmente, para cada fazenda, há uma idade (meses) em que as curvas têm o máximo de distância entre si. Então, pode-se propor uma função relacionada à diferença entre as duas curvas no tempo (saudáveis/doentes) como uma medida para quantificar as perdas relacionadas à severidade da ferrugem.

Os resíduos dos ajustes do modelo não linear de Gompertz realizados encontram-se no Apêndice A.

Tabela 6 – Curvas de crescimento em volume: Ajuste dos modelos de regressão não linear de Gompertz, segundo severidade, região e fazenda.

(continua)

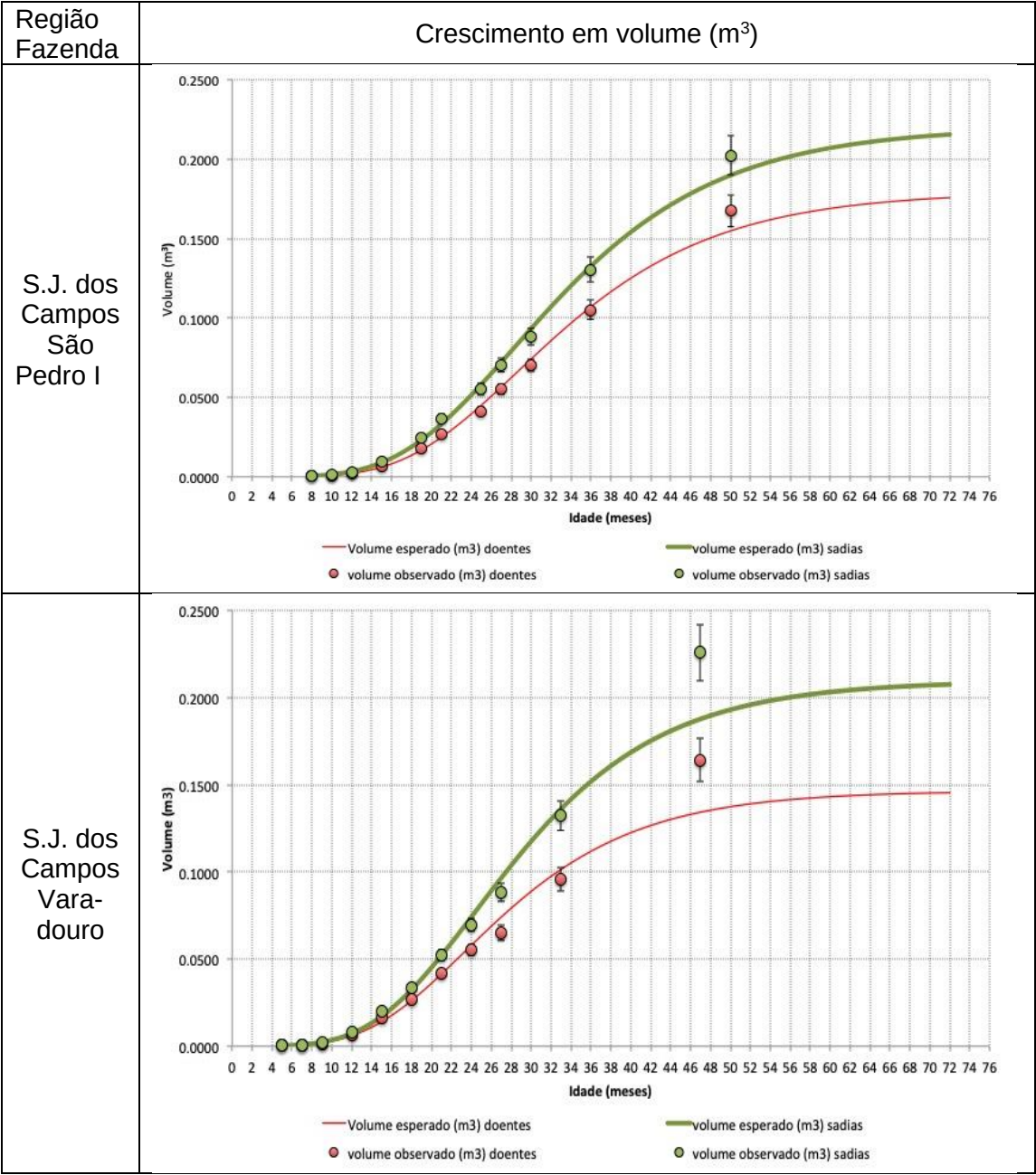


Tabela 6– Curvas de crescimento em volume: Ajuste dos modelos de regressão não linear de Gompertz, segundo severidade, região e fazenda.

(continua)

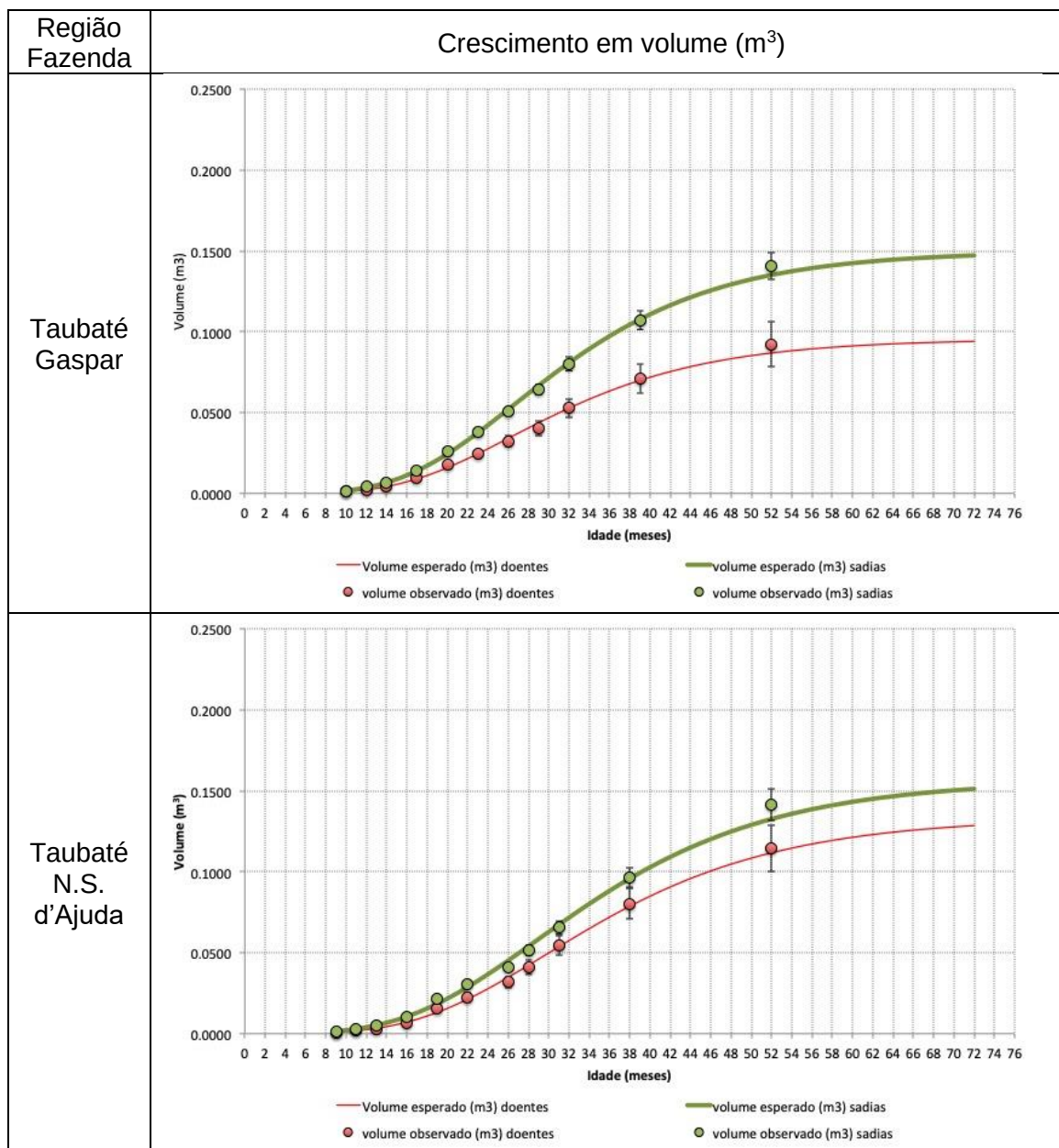
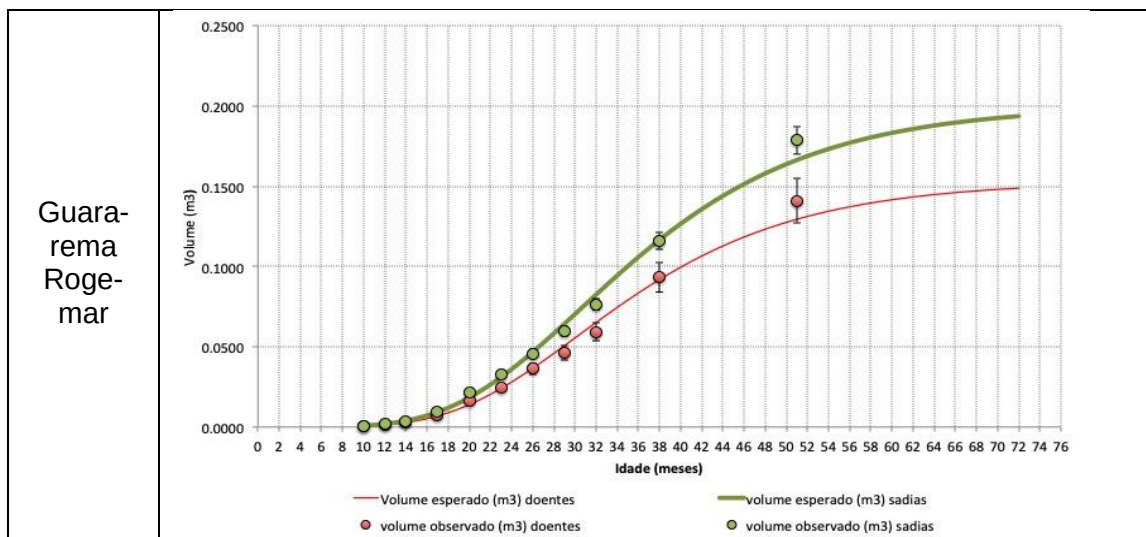


Tabela 6– Curvas de crescimento em volume: Ajuste dos modelos de regressão não linear de Gompertz, segundo severidade, região e fazenda.

(conclusão)



Fonte: Produção do próprio autor

5.1.5 Efeito da doença nas assíntotas e na abscissa de inflexão do modelo

A Tabela 7 apresenta a qualidade de ajuste dos modelos de regressão não linear Gompertz do volume (m³) em função da idade (meses) das plantas – caracterizada pelo quadrado médio residual ($QMRes$), coeficientes de determinação aproximado, estatística de Durbin-Watson e valor-p do Teste de Breusch-Pagan, segundo severidade e região/fazenda, sendo o modelo ajustado de acordo com a equação:

$$volume\ esperado = \hat{a} \exp \left(-\exp \left(\hat{\gamma} (\hat{\beta} - idade_i) \right) \right) \quad (15)$$

Uma das formas de se avaliar a qualidade do ajuste do modelo é através do coeficiente de determinação (R^2), que basicamente indica quanto o modelo foi capaz de explicar os dados coletados, sendo portanto uma medida descritiva da qualidade do ajuste obtido. Observando-se os dados apresentados na Tabela 7, pode-se inferir que o ajuste do modelo é bom, com R^2 mínimo e máximo, para as plantas sadias, de 78,34% na fazenda Gaspar (Taubaté) e 88,80% na fazenda Varadouro (São José dos Campos). O ajuste do modelo para as plantas doentes apresentou valores mínimo e máximo de 61,56% na fazenda Rogemar (Guararema) e 76,49% na fazenda São

Pedro I, sendo estes coeficientes de determinação um pouco abaixo dos observados para as plantas sadias, mas também indicando bons ajustes.

Neste estudo, para as fazendas Rogemar (Guararema), nas severidades sadia e doente, e para a Fazenda Gaspar (Taubaté), na severidade doente, não foi possível resolver a heterogeneidade da variância, sendo corrigida para todas as demais fazendas e níveis de severidade.

Tabela 7 – Qualidade de ajuste dos modelos de regressão não linear Gompertz⁽¹⁾ do volume (m³) em função da idade (meses) das plantas – caracterizada pelo quadrado médio residual (*QMR_{es}*), coeficientes de determinação aproximado, estatística de Durbin-Watson e *valor-p* do Teste de Breusch-Pagan, segundo severidade e região/fazenda.

Região fazenda	Severidade	<i>QMR_{es}</i>	R^2_{aprox} ⁽²⁾ (%)	Durbin Watson ⁽³⁾	<i>valor-p</i> do Teste de Breusch- Pagan ⁽⁴⁾
Guararema Rogemar	sadia	0,7988	81,48	2,0017	<0,0001
	doente	0,9853	61,56	1,9566	<0,0001
S. J. Campos São Pedro I	sadia	0,9681	85,58	1,9830	0,9672
	doente	0,9769	76,49	2,0117	0,8318
S. J. Campos Varadouro	sadia	1,0084	88,80	2,0026	0,6155
	doente	0,9961	74,07	2,0644	0,6326
Taubaté Gaspar	sadia	0,9838	78,34	1,9851	0,4218
	doente	0,9837	63,28	2,0203	0,0298
Taubaté N,S, D'Ajuda	sadia	0,9753	78,50	2,0084	0,0754
	doente	0,9490	65,77	1,9844	0,2959

⁽¹⁾ Modelo de regressão Gompertz ajustado: $\hat{v} = \hat{\alpha} \exp \left(-\exp \left(\hat{\gamma} (\beta - idade_i) \right) \right)$;

⁽²⁾ R^2_{aprox} – quadrado do coeficiente de correlação de Spearman entre o volume esperado e observado;

⁽³⁾ Valores da estatística de Durbin-Watson próximos ao valor 2 não apresentam autocorrelação dos erros;

⁽⁴⁾ Teste para detectar homogeneidade de variância – $H_0: \rho \neq 0$; $H_1: \rho = 0$; em que ρ é o coeficiente de autocorrelação.

Fonte: Produção do próprio autor

A Tabela 8 traz as assíntotas e abscissas da inflexão estimadas, seguidas dos intervalos aproximados de Wald à 95% confiança (I.C. 95%), segundo região, fazenda e severidade, referente ao ajuste do modelo de regressão Gompertz do volume (m^3) na idade (meses) das plantas, sendo o teste de Wald obtido por comparação entre a estimativa de máxima verossimilhança do parâmetro ($\widehat{\beta}_1$) e a estimativa de seu erro padrão.

Pela observação do efeito da doença nas assíntotas, pode-se inferir que, para as fazendas Rogemar, São Pedro I e N.S. da Ajuda não há efeito da doença ao nível de 95% de confiança – os intervalos à 95% de confiança para as plantas sadias e doentes se interceptam. Em outras palavras, se estas florestas continuarem crescendo a um tempo indeterminado, as plantas doentes e sadias para cada fazenda irão caminhar para a mesma assíntota e o efeito da doença, num tempo muito longo, deixará de existir.

No entanto, para as fazendas Gaspar e Varadouro há efeito da doença ao nível de 95% de confiança – os intervalos à 95% de confiança para as plantas sadias e doentes não se interceptam, sendo assim o efeito negativo da doença na produtividade da floresta tende a permanecer com o passar dos anos, confirmando a tendência de uma maior perda volumétrica (m^3) entre as plantas doentes e sadias, para estas fazendas, observada na Tabela 6 (item 5.2.4.).

Deve-se lembrar que as assíntotas representam o limite teórico do crescimento em volume. Isto pode sugerir que o efeito da doença pode ser atenuado ao longo do tempo. Podemos considerar duas hipóteses: 1) mesmo que algumas plantas sofram redução em volume até os 72 meses (6 anos), num tempo mais longo após os 6 anos, estas plantas podem se recuperar da infestação; 2) as plantas sadias podem ter crescimento maior, pela diminuição da competição com as plantas doentes, e assim compensar no volume final total. Porém, vale ressaltar que, apesar da produtividade da floresta ser recuperada, poderá haver um impacto negativo no custo de colheita, que se eleva quanto maior for a heterogeneidade da floresta, pela queda do rendimento na colheita e subsequente processamento das árvores.

Outra inferência a ser feita pelos resultados apresentados na Tabela 8 é que não há efeito da doença nas abscissas de inflexão, que representam os tempos para as máximas velocidades de crescimento, não impactando desta forma no momento para se colher as florestas - os intervalos à 95% de confiança para as plantas sadias e doentes se interceptam;

Os valores estimados ordenados para γ foram, respectivamente das fazendas, N.S. da Ajuda sadia e doente, Rogemar, sadia e doente, São Pedro I sadia e doente, Gaspar sadia e doente e Varadouro sadia e doente: 0,0773; 0,0778; 0,0826; 0,0859; 0,0877; 0,0895; 0,0897; 0,0921; 0,0977; 0,1030 – todos com valor- $p < 0,001$.

Tabela 8 – Assíntotas e abscissas da inflexão estimadas, seguidas dos intervalos aproximados de Wald à 95% confiança (I.C. 95%), segundo região, fazenda e severidade, referente ao ajuste do modelo de regressão Gompertz^(*) do volume (m³) na idade (meses) das plantas.

Região fazenda	Severidade	Assíntotas estimadas e intervalos à 95% de confiança		Abscissas da inflexão estimadas e intervalos à 95% de confiança	
		$\hat{\alpha}$	I.C. 95%	$\hat{\beta}$	I.C. 95%
Guararema Rogemar	sadia	0,2000	(0,1541; 0,2460)	30,5356	(27,7090; 33,3623)
	doente	0,1529	(0,1144; 0,1914)	30,1587	(27,3188; 32,9987)
S.J. Campos São Pedro I	sadia	0,2202	(0,1865; 0,2539)	28,2590	(26,4765; 30,0414)
	doente	0,2200	(0,1836; 0,2092)	28,6133	(26,8044; 30,4222)
S.J. Campos Varadouro	sadia	0,2095	(0,1770; 0,2421)	24,3905	(22,8664; 25,9147)
	doente	0,1464	(0,1236; 0,1693)	23,2729	(21,8130; 24,7328)
Taubaté Gaspar	sadia	0,1497	(0,1342; 0,1651)	26,6267	(25,4030; 28,8504)
	doente	0,0954	(0,0752; 0,1155)	26,3289	(23,8926; 28,7652)
Taubaté NSAjuda	sadia	0,1566	(0,1249; 0,1883)	28,8158	(26,2174; 31,4143)
	doente	0,1334	(0,0853; 0,1815)	29,7950	(25,3728; 34,2137)

(*) Modelo de regressão Gompertz ajustado:

$$volume\ esperado = \hat{\alpha} \exp \left(-\exp \left(\hat{\gamma} (\hat{\beta} - idade_i) \right) \right)$$

Fonte: Produção do próprio autor

Pelo prisma de uma abordagem ecofisiológica sobre as florestas plantadas, que busca compreender de forma detalhada os processos biológicos da produção de madeira, porém com uma visão global e integrada na paisagem em que as plantações estão inseridas, pode-se notar que as plantas interagem naturalmente, gerando um processo de competição ecológica pela dominância relativa, onde algumas plantas têm maior crescimento relativo, intituladas dominantes, enquanto outras são nomeadas dominadas (BINKLEY, 2004; BINKLEY et al., 2006; WEST & SMITH; 2019). Nesse contexto, inicialmente podemos observar um "... onde as árvores competem [entre si] apenas fracamente ...", como mencionado por West & Smith (2019). Isso pode ser explicado em parte porque as plantas possuem pequenas estruturas (galhos, folhas, sistema radicular e copa) quando comparadas com o espaço entre elas - o crescimento uniforme está presente.

Na próxima etapa de desenvolvimento, nota-se que algumas plantas crescem mais rapidamente que outras, tornando-se dominantes e otimizando os recursos disponíveis, produzindo também mais biomassa do que as outras. Com o tempo, essa produção de biomassa se estabiliza, favorecendo o crescimento relativo das plantas dominadas - proporcionando certa estabilidade relacionada à competição entre as plantas (BINKLEY, 2004; BINKLEY et al., 2006).

Nesse escopo, pode-se propor algumas hipóteses relacionadas aos efeitos da ferrugem na floresta de eucalipto nas fases apresentadas por BINKLEY (2004). Sabe-se que o patógeno *Austropuccinia psidii* Winter infecta as mudas e as árvores jovens com menos de dois anos, ou até o estágio fenológico B (FERREIRA, 1986; COUTINHO et. Al., 1998), podendo afetar tanto as plantas dominantes quanto as plantas dominadas.

As plantas dominantes, que são infectadas pelas doenças da ferrugem, podem se tornar dominadas e também ter seu crescimento reduzido. Um efeito pior poderia acontecer com as plantas dominadas. Por outro lado, essas plantas doentes podem se recuperar na última fase descrita por BINKLEY (2004), porém sendo mais fracas que as plantas saudáveis dominadas, de modo que a produção de biomassa se torna menor do que a biomassa das plantas dominadas.

Também deve-se considerar que a teoria de BINKLEY (2004) está relacionada principalmente aos fatores abióticos e à competição entre árvores, sem considerar algumas características que os fatores bióticos, como patógenos, possuem, como mutações, adaptações e seletividade. A seletividade é bastante importante porque elimina as árvores menos vigorosas (CASTELLO, LEOPOLD & SMALLIDGE, 1995). Assim, no caso deste estudo, os patógenos teriam, em teoria, um efeito mais forte nas plantas dominadas do que nas dominantes, causando mudanças na dinâmica proposta por BINKLEY (2004).

5.1.6 Estimativa de dano no volume aos 51, 60, 66 e 72 meses

Uma das grandes preocupações das empresas de base florestal é garantir uma sustentabilidade em nível de produção e nos aspectos ambientais, sociais e econômicos. Referindo-se à produção florestal, o acompanhamento do desenvolvimento das florestas e a utilização desta informação para a previsão de abastecimento das fábricas, por meio de um planejamento florestal otimizado, que

avalia todas as informações pertinentes ao negócio, resulta em uma solução ótima, ou seja, o melhor resultado possível para o objetivo estabelecido.

O acompanhamento do desenvolvimento das florestas, realizado neste estudo até próximo dos 51 meses, bem como as projeções realizadas para os 60, 66 e 72 meses ajudam a acompanhar o ativo florestal na tentativa de prever as perdas de madeira (m³) ao final do ciclo, tornando-se imprescindível para sustentar o processo decisório.

As tabelas que seguem (Tabelas 9, 10, 11 e 12) foram organizadas de tal forma a trazer informações do dano devido à perda em volume (m³) em quatro diferentes idades (51, 60, 66 e 72 meses), pela diferença percentual, estimativa dos volumes e intervalos aproximados de Wald à 95% confiança (I.C. 95%), segundo severidade e fazenda.

Tabela 9 – Dano devido à perda em volume (m³) aos 51 meses (4,25 anos) pela diferença percentual⁽¹⁾, estimativa dos volumes e intervalos aproximados de Wald à 95% confiança (I.C. 95%), segundo severidade e fazenda.

Região Fazenda	Severidade	Volume (m ³) aos 51 meses		Dano diferença percentual I em volume (%)	Desvio padrão ⁽²⁾ do dano da diferença percentual em volume (%)
		Estimativa	I.C. 95%		
Guararema Rogemar	sadia	0,1663	(0,1402; 0,1924)	0,00	*
	doente	0,1294	(0,1059; 0,1529)		
S.J. Campos São Pedro I	sadia	0,1922	(0,1702; 0,2141)	0,00	*
	doente	0,1568	(0,1370; 0,1766)		
S. J. Campos Varadouro	sadia	0,1945	(0,1688; 0,2202)	-28,92	0,0986
	doente	0,1383	(0,1193; 0,1572)		
Taubaté Gaspar	sadia	0,1338	(0,1234; 0,1442)	-35,70	0,1300
	doente	0,0860	(0,0719; 0,1001)		
Taubaté NSAjuda	sadia	0,1303	(0,1123; 0,1484)	0,00	*
	doente	0,1098	(0,0826; 0,1371)		

$$^{(1)}difp_{vol51} = \frac{(vol52_{doente} - vol52_{sadia})}{vol52_{doente}} (100)$$

⁽²⁾ estimado pelo método delta (OEHLERT, 1992).

Fonte: Produção do próprio autor.

Observa-se, pelos resultados obtidos, que há danos nas perdas em volume (m^3) nas idades de 51, 60 e 66 meses, expressos pela diferença percentual entre o volume estimado para as fazendas Varadouro (São José dos Campos) e Gaspar (Taubaté) - o intervalo aproximado de confiança de Wald 95% não se cruza nas categorias de gravidade (Tabelas 9, 10 e 11). Levando-se em consideração a coluna “dano”, que traz a diferença percentual em volume entre plantas saudáveis e doentes, pode-se ordenar as fazendas da seguinte forma: a) 51 meses: Gaspar (-35,70%) > Varadouro (-28,92%); b) 60 meses: Gaspar (-35,96%) > Varadouro (-29,54%); c) 66 meses: Gaspar (-36,08%) > Varadouro (-29,77%).

Tabela 10 – Dano devido à perda em volume (m^3) aos 60 meses (5,0 anos) pela diferença percentual⁽¹⁾, estimativa dos volumes e intervalos aproximados de Wald à 95% confiança (I.C. 95%), segundo severidade e fazenda.

Região Fazenda	Severidade	Volume (m^3) aos 60 meses		Dano diferença percentual em volume (%)	Desvio padrão ⁽²⁾ do dano da diferença percentual em volume (%)
		Estimativa	I.C. 95%		
Guararema Rogemar	sadia	0,1832	(0,1489; 0,2175)	<u>0,00</u>	*
	doente	0,1416	(0,1116; 0,1715)		
S.J. Campos São Pedro I	sadia	0,2070	(0,1798; 0,2342)	<u>0,00</u>	*
	doente	0,1689	(0,1444; 0,1934)		
S.J. Campos Varadouro	sadia	0,2032	(0,1740; 0,2324)	-29,54	0,1067
	doente	0,1432	(0,1220; 0,1643)		
Taubaté Gaspar	sadia	0,1424	(0,1297; 0,1551)	-35,96	0,1480
	doente	0,0912	(0,0742; 0,1081)		
Taubaté NSAjuda	sadia	0,1425	(0,1262; 0,1588)	<u>0,00</u>	*
	doente	0,1209	(0,1099; 0,1320)		

$$^{(1)} difp_{vol51} = \frac{(vol52_doente - vol52_sadia)}{vol52_doente} (100)$$

⁽²⁾ estimado pelo método delta (OEHLERT, 1992).

Fonte: Produção do próprio autor

Tabela 11 – Dano devido à perda em volume (m³) aos 66 meses (5,5 anos) pela diferença percentual⁽¹⁾, estimativa dos volumes e intervalos aproximados de Wald à 95% confiança (I.C. 95%), segundo severidade e fazenda.

Região Fazenda	Severidade	Volume (m ³) aos 66 meses		Dano diferença percentual em volume (%)	Desvio padrão ⁽²⁾ do dano da diferença percentual em volume (%)
		Estimativa	I.C. 95%		
Guararema Rogemar	sadia	0,1896	(0,1516; 0,2276)	<u>0,00</u>	*
	doente	0,1460	(0,1131; 0,1789)		
S.J. Campos São Pedro I	sadia	0,2123	(0,1829; 0,2417)	<u>0,00</u>	*
	doente	0,1732	(0,1469; 0,1995)		
S.J. Campos Varadouro	sadia	0,2060	(0,1754; 0,2365)	-29,77	0,1096
	doente	0,1447	(0,1229; 0,1664)		
Taubaté Gaspar	sadia	0,1454	(0,1317; 0,1591)	-36,08	0,1555
	doente	0,0929	(0,0748; 0,1111)		
Taubaté NSAjuda	sadia	0,1473	(0,1343; 0,1604)	<u>0,00</u>	*
	doente	0,1253	(0,1122; 0,1383)		

$$^{(1)} difp_{vol51} = \frac{(vol52_doente - vol52_sadia)}{vol52_doente} (100)$$

⁽²⁾ estimado pelo método delta (OEHLERT, 1992).

Fonte: Produção do próprio autor

No 72º mês (6 anos), além das fazendas citadas no parágrafo anterior (Varadouro e Gaspar), a fazenda Rogemar (Guararema) passa a apresentar danos às perdas de volume (m³), expressos também pelo intervalo de confiança aproximado de 95% da Wald que não se cruzam nas categorias de gravidade (Tabela 12). Aos 72 meses de idade, essas perdas variam de 23,18% a 35,36%, respectivamente para as fazendas Rogemar (Guararema) e Gaspar (Taubaté), representando grandes perdas de produtividade, pois as mesmas são quantificáveis por planta.

Tabela 12 – Dano devido à perda em volume (m³) aos 72 meses (6,0 anos) pela diferença percentual^(*), estimativa dos volumes e intervalos aproximados de Wald à 95% confiança (I.C. 95%), segundo severidade e fazenda.

Região Fazenda	Severidade	Volume (m ³) aos 72 meses		Dano diferença percentual em volume (%)	Desvio padrão ⁽²⁾ do dano da diferença percentual em volume (%)
		Estimativa	I.C. 95%		
Guararema Rogemar	sadia	0,1936	(0,1530; 0,2342)	-23,18	0,1555
	doente	0,1487	(0,1453; 0,1522)		
S.J. Campos Sao Pedro I	sadia	0,2155	(0,1845; 0,2465)	0,00	*
	doente	0,1757	(0,1481; 0,2034)		
S.J. Campos Varadouro	sadia	0,2075	(0,1762; 0,2389)	-29,90	0,1114
	doente	0,1455	(0,1231; 0,1678)		
Taubaté Gaspar	sadia	0,1454	(0,1310; 0,1597)	-35,36	0,1605
	doente	0,0940	(0,0751; 0,1128)		
Taubaté NSAjuda	sadia	0,1504	(0,1228; 0,1780)	0,00	*
	doente	0,1281	(0,0859; 0,1702)		

$$(*) difp_{vol51} = \frac{(vol52_{doente} - vol52_{sadia})}{vol52_{doente}} (100)$$

⁽²⁾ estimado pelo método delta (OEHLERT, 1992).

Fonte: Produção do próprio autor

No planejamento dos recursos florestais é fundamental a utilização de base florestal, projeções de volume, rendimentos, custos e quaisquer outras informações consistentes (CAMPOS; LEITE, 2013). Neste contexto, acompanhar os resultados obtidos, sobre os possíveis danos nas perdas em volume (m³) ao longo das diferentes idades, expressos pela diferença percentual entre o volume estimado para as diferentes fazendas (projetos florestais), torna-se uma ferramenta estratégica indispensável para a tomada de decisão com foco na garantia de abastecimento das fábricas. Esta é uma das bases do plano plurianual, que tem por objetivo principal assegurar a sustentabilidade do empreendimento florestal, minimizando os custos ou maximizando os lucros, considerando as restrições econômicas, ambientais, sociais, de logística de transporte, de demanda, de tipos de colheita, de recursos e de política de estoque de madeira.

5.2 Quantificação de perda

5.2.1 Avaliação econômica da Receita Líquida – Aplicação dos métodos de simulação de Monte Carlo e de simulação *bootstrap*

Todo empreendimento busca o retorno dos recursos investidos dentro de um horizonte (tempo) e, portanto, faz-se necessário estabelecer um período de tempo definido para alcançar este objetivo, sendo que o mesmo não está vinculado apenas aos valores dos retornos do investimento, mas também às condições em que esse retorno ocorre ao longo do tempo (vida útil). No projeto florestal o tempo de retorno do investimento está ligado à obtenção do produto (madeira) e consequente exaustão dos investimentos realizados, que é apurada ao final de cada ciclo da floresta plantada, para cada talhão colhido.

Os valores investidos anualmente no plantio e na manutenção das florestas pelas empresas são elevados, sendo que estes investimentos só darão retorno financeiro após a colheita, por volta dos seis ou sete anos de idade. O capital investido precisa ter rentabilidade ao longo dos anos e isso se dá através da formação de florestas com qualidade e produtividade, ao menor custo possível. Essa gestão de custos precisa incluir em suas análises o aumento ou a perda de produtividade, controle de qualidade, preocupação social e ambiental, além de segurança no trabalho. Reduções de custos realizadas de forma isolada quase sempre trarão problemas futuros, normalmente bem mais significativos do que a economia realizada.

Baseado nessa gestão de custos, são apresentados, na Tabela 13, os dados referentes à perda da receita líquida média (R\$/ha), segundo a distribuição beta de probabilidade, idade da floresta e região/fazenda. Os dados foram obtidos por simulação *bootstrap* paramétrico baseado na estimativa para o volume e simulação de Monte Carlo para o preço considerando a distribuição beta de probabilidade, sendo os valores de perda de receita líquida média em ordem crescente (n=1.000 simulações).

Pelos resultados obtidos, independente da região e fazenda, observa-se que a distribuição assimétrica negativa beta (5,2) apresentou a maior perda da receita líquida média. Esta distribuição assimétrica negativa indica os maiores valores do preço da madeira e, quanto maior for este valor, maior será o prejuízo a ser contabilizado pela empresa. A fazenda com a maior perda de receita líquida média foi

a Varadouro (São José dos Campos), chegando este valor em R\$995,83/ha aos 66 meses de idade. Para todas as demais fazendas, a perda da receita líquida média aumenta ao longo do tempo, sendo as maiores perdas observadas aos 72 meses de idade (6,0 anos)

Ao observarmos as perdas obtidas por simulação para a receita líquida média, devido à ocorrência e danos causados pela ferrugem, pode-se ordenar as fazendas da seguinte forma: Varadouro (- R\$995,83) > Gaspar (- R\$859,94) > Rogemar (- R\$740,29) > São Pedro I (- R\$642,44) > Nossa Senhora da Ajuda (- R\$358,45). Esta diferença entre as fazendas significa que o custo da exaustão do talhão 10 da fazenda Varadouro será maior que o custo da exaustão do talhão 9 da fazenda Nossa Senhora da Ajuda, o que representará uma “madeira” mais cara para a empresa.

Tabela 13 – Perda da receita líquida média (R\$/ha), segundo a distribuição beta de probabilidade, idade da floresta e região/fazenda. Dados obtidos por simulação – simulação de bootstrap paramétrico baseado na estimativa para o volume e simulação de Monte Carlo para o preço considerando a distribuição beta de probabilidade. Valores de perda de receita líquida média em ordem crescente (n=1.000 simulações).

(continua)

Região fazenda	Idade (meses)	Distribuição de probabilidade $\beta(a, b)^{(1)}$	Perda de Receita Líquida média (R\$/ha)	Erro padrão da Perda da Receita Líquida média (R\$/ha)
Guararema Rogemar	51	(2,5)	-493,67	7,47
		(1,1)	-543,54	8,36
		(2,2)	-547,32	8,30
		(5,2)	-602,17	8,95
	60	(2,5)	-538,17	9,82
		(1,1)	-595,74	11,06
		(2,2)	-600,09	11,15
		(5,2)	-658,88	11,94
	66	(2,5)	-577,29	10,88
		(1,1)	-639,65	12,37
		(2,2)	-640,18	12,16
		(5,2)	-707,13	13,25
	72	(2,5)	-603,60	11,83
		(1,1)	-667,46	13,40
		(2,2)	-670,81	13,37
		(5,2)	-740,29	14,49
S.J. Campos São Pedro I	51	(2,5)	-472,82	6,37
		(1,1)	-522,76	7,29

		(2,2)	-523,83	7,08
		(5,2)	-579,04	7,80
	60	(2,5)	-493,57	7,92
		(1,1)	-546,84	9,01
		(2,2)	-547,30	8,91
		(5,2)	-603,32	9,58
	66	(2,5)	-506,61	8,29
		(1,1)	-560,30	9,37
		(2,2)	-564,31	9,34
		(5,2)	-620,88	10,11
	72	(2,5)	-525,93	8,95
		(1,1)	-581,26	10,08
		(2,2)	-585,17	10,04
		(5,2)	-642,44	10,83

(1) Gráficos das funções de densidade de probabilidades beta(a,b):

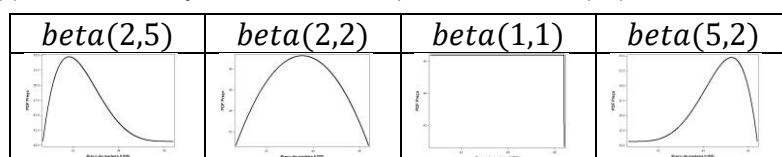


Tabela 13 – Perda da receita líquida média (R\$/ha), segundo a distribuição beta de probabilidade, idade da floresta e região/fazenda. Dados obtidos por simulação – simulação de bootstrap paramétrico baseado na estimativa para o volume e simulação de Monte Carlo para o preço considerando a distribuição beta de probabilidade. Valores de perda de receita líquida média em ordem crescente (n=1.000 simulações).

(continuação)

Região fazenda	Idade (meses)	Distribuição de probabilidade $beta(a, b)^{(1)}$	Receita Líquida média (R\$/ha)	Erro padrão da Perda da Receita Líquida média (R\$/ha)
S.J. Campos Varadouro	51	(2,5)	-734,62	7,09
		(1,1)	-812,46	8,25
		(2,2)	-817,47	8,21
		(5,2)	-899,80	8,56
	60	(2,5)	-793,86	7,93
		(1,1)	-878,28	9,32
		(2,2)	-881,47	9,04
		(5,2)	-972,00	9,66
	66	(2,5)	-814,48	8,09
		(1,1)	-902,83	9,74
		(2,2)	-902,84	9,15
		(5,2)	-995,83	9,77
	72	(2,5)	-808,06	8,34
		(1,1)	-893,34	9,85
		(2,2)	-897,33	9,44
		(5,2)	-987,71	10,07
Taubaté Gaspar	51	(2,5)	-632,19	4,10
		(1,1)	-699,88	5,17
		(2,2)	-702,55	4,87

		(5,2)	-773,50	4,80
	60	(2,5)	-672,18	4,77
		(1,1)	-744,67	5,98
		(2,2)	-746,11	5,49
		(5,2)	-823,19	5,77
	66	(2,5)	-696,87	5,13
		(1,1)	-770,44	6,20
		(2,2)	-774,09	6,01
		(5,2)	-853,10	6,17
	72	(2,5)	-701,81	5,20
		(1,1)	-777,62	6,47
		(2,2)	-780,52	6,17
		(5,2)	-859,93	6,36

(1) Gráficos das funções de densidade de probabilidades beta(a,b):

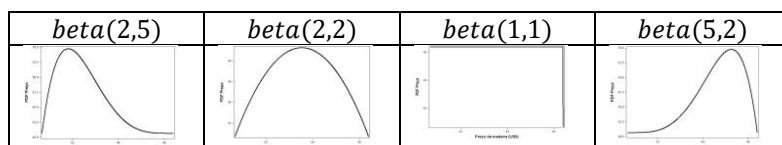


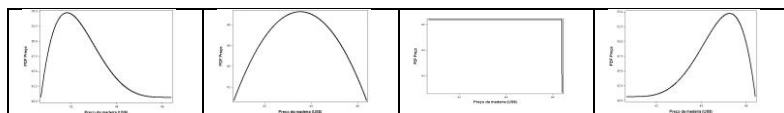
Tabela 13 – Perda da receita líquida média (R\$/ha), segundo a distribuição beta de probabilidade, idade da floresta e região/fazenda. Dados obtidos por simulação – simulação de bootstrap paramétrico baseado na estimativa para o volume e simulação de Monte Carlo para o preço considerando a distribuição beta de probabilidade. Valores de perda de receita líquida média em ordem crescente (n=1.000 simulações).

(conclusão)

Região fazenda	Idade (meses)	Distribuição de probabilidade <i>beta(a, b)</i> ⁽¹⁾	Receita Líquida média (R\$/ha)	Erro padrão da Perda da Receita Líquida média (R\$/ha)
Taubaté N.S. Ajuda	51	(2,5)	-272,65	7,09
		(2,2)	-301,37	7,79
		(1,1)	-301,82	7,90
		(5,2)	-332,03	8,56
	60	(2,5)	-283,60	8,97
		(1,1)	-312,31	9,98
		(2,2)	-314,43	10,08
		(5,2)	-346,41	10,99
	66	(2,5)	-293,73	10,14
		(1,1)	-323,62	11,46
		(2,2)	-326,09	11,41
		(5,2)	-357,48	12,41
	72	(2,5)	-292,95	10,24
		(1,1)	-325,76	11,45
		(2,2)	-327,02	11,52
		(5,2)	-358,45	12,55

(1) Gráficos das funções de densidade de probabilidades beta(a,b):



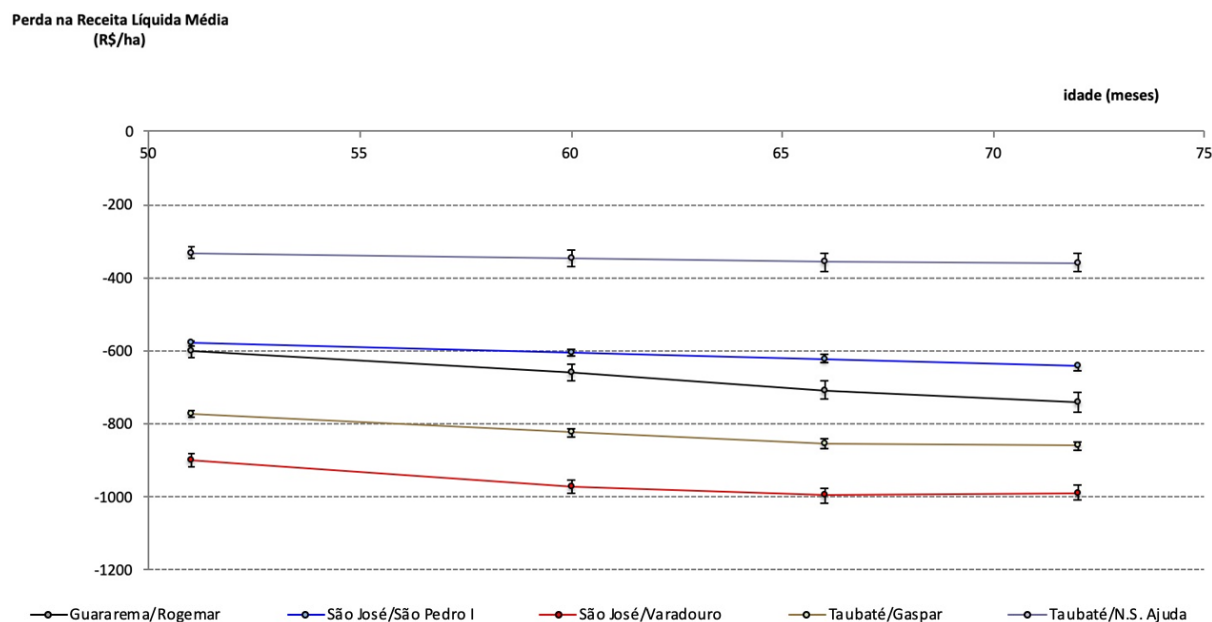


Fonte: Produção do próprio autor

Para fins de comparação e para uma melhor compreensão da magnitude dessas perdas de receita líquida, pode-se considerar uma situação hipotética em que uma empresa de base florestal de grande porte no Brasil possui cerca de 100.000ha de florestas, sendo que aproximadamente 70.000ha correspondem às florestas plantadas de eucalipto e os outros 30.000ha destinados às Áreas de Preservação Permanente (APP) e Reservas Legais (RL).

Levando-se em consideração o exposto acima, uma empresa desse porte considera em seu Plano Anual de Corte (PAC) cerca de 10.000ha, em média, para abastecimento de suas plantas industriais. Ao se considerar esta área e ao se observar as perdas das receitas líquidas médias máximas (R\$/ha) segundo idade e região/fazenda (médias de 1.000 simulações) apresentadas na Figura 10, é possível chegar a valores de uma perda de receita líquida de cerca de R\$9.877.100,00 caso os 10.000ha a serem colhidos apresentem o mesmo desempenho negativo que foi constatado no talhão 10 da fazenda Varadouro (São José dos Campos), sendo este o pior cenário aos 72 meses de idade, contra uma perda de R\$3.584.500,00 se o desempenho do projeto for similar ao talhão 9 da fazenda Nossa Senhora da Ajuda (Taubaté).

Figura 10 - Receitas Líquidas médias máximas (R\$/ha) segundo idade e região/fazenda. Médias de 1.000 simulações. Barras de erros representadas pelos intervalos de confiança aproximados $\left(\bar{x} \pm 1,96 \frac{s}{\sqrt{n}}\right)$ (n=1.000 simulações).



Fonte: Produção do próprio autor

As linhas que representam as receitas líquidas médias máximas (R\$/ha) segundo a idade e região/fazenda (Figura 9), parecem quase horizontais, sendo as quedas ao longo dos meses bem “suaves”. Apesar desta diferença parecer sutil, para o pior cenário (fazenda Varadouro) se considerarmos como base comparativa a perda de receita líquida aos 51 meses (- R\$899,80) e aos 66 meses (- R\$995,83) de idade e extrapolarmos para uma área de colheita de 10.000ha, tem-se uma diferença monetária da ordem de R\$960.300,00 entre elas.

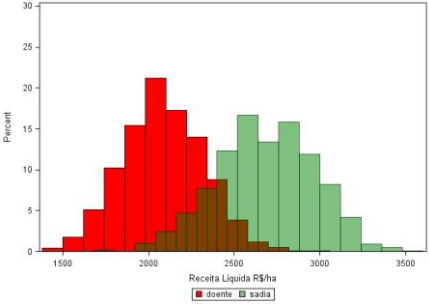
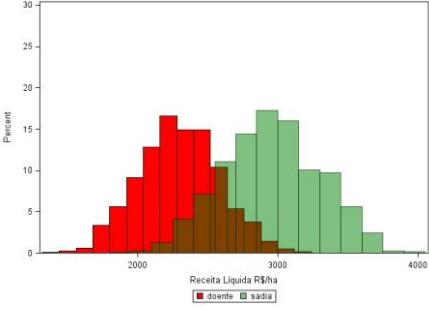
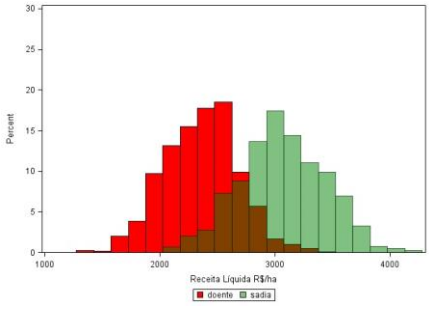
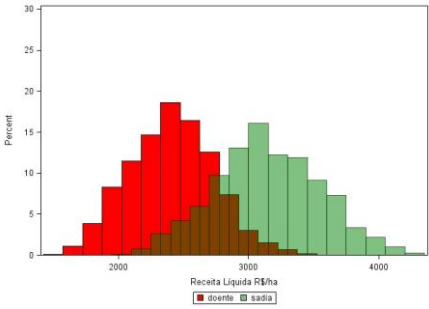
As informações apresentadas de maneira mais resumida na Tabela 13 e na Figura 9, estão representadas em suas distribuições (Tabela 14), por meio dos histogramas da receita líquida médias simuladas, considerando as perdas máximas – simulação de *bootstrap* paramétrico baseado na estimativa para o volume e simulação de Monte Carlo para o preço considerando a distribuição beta de probabilidade, para Guararema/Rogemar segundo idade, parâmetros da distribuição beta (5,2) de probabilidade (n=1.000 simulações).

Os histogramas apresentados na Figura 9 trazem a simulação da distribuição das perdas de receita líquida das plantas doentes ($1 < ISF \leq 3$) na cor vermelha e as

perdas de receita líquida das plantas sadias ($ISF = 1$) em verde. Pode-se observar que, para praticamente todas as fazendas/regiões, severidade e idade, o histograma dos valores de receita líquida, independente da severidade, apresenta certa simetria, sendo a média e a mediana aproximadamente iguais, localizando-se no centro do histograma, forma usualmente observada em processos padronizados, estáveis.

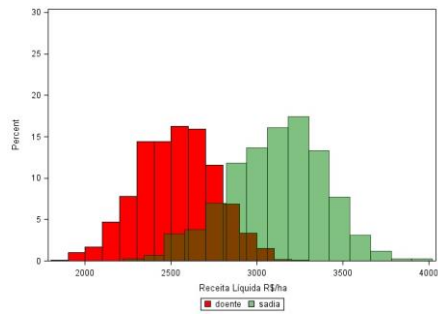
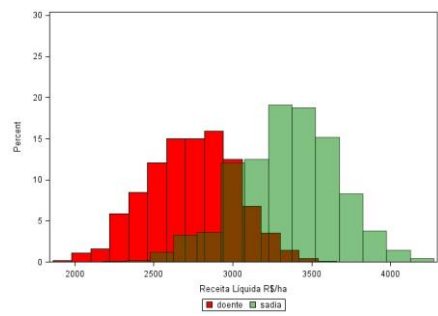
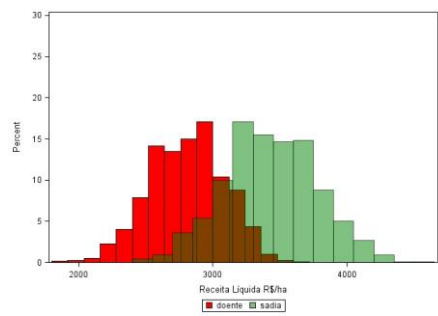
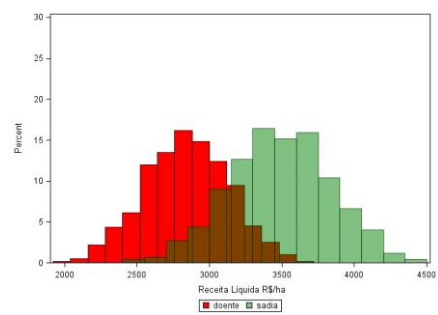
Em algumas situações, como é perceptível para a fazenda Varadouro (São José dos Campos), nas diferentes idades, os histogramas elaborados para as plantas doentes e sadias se afastam, o que significa que a diferença entre as perdas de receita líquidas médias (R\$/ha) são maiores, atingindo a maior distância e por conseguinte as maiores perdas, aos 66 meses de idade, chegando à uma perda de R\$995,83/ha.

Tabela 14 – Histogramas da receita líquida médias simuladas, considerando as perdas máximas – simulação de bootstrap paramétrico baseado na estimativa para o volume e simulação de Monte Carlo para o preço considerando a distribuição beta de probabilidade, para Guararema/Rogemar segundo idade, parâmetros da distribuição beta (5,2) de probabilidade (n=1.000 simulações).

Idade (meses)	Histogramas das Receitas Líquidas (R\$/ha)	Perdas de Receitas Líquidas médias máximas (R\$/ha)
51		-602,17
60		-658,88
66		-707,13
72		-740,29

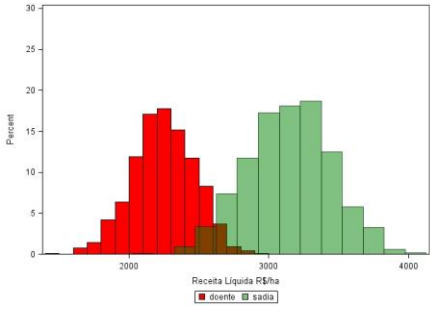
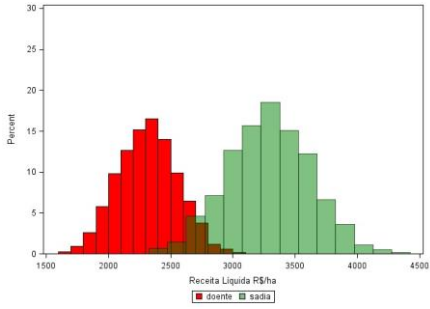
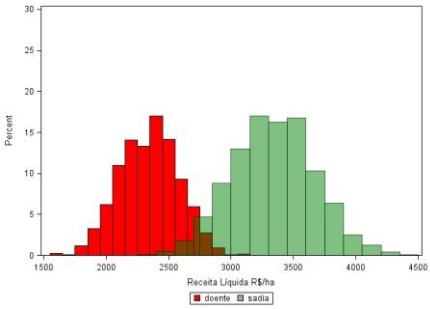
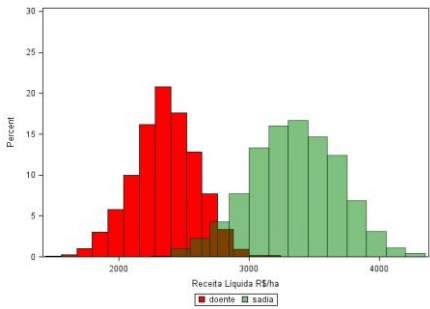
Fonte: Produção do próprio autor

Tabela 15 – Histogramas da receita líquida médias simuladas, considerando as perdas máximas – simulação de bootstrap paramétrico baseado na estimativa para o volume e simulação de Monte Carlo para o preço considerando a distribuição beta de probabilidade, para São José dos Campos/São Pedro I segundo idade, parâmetros da distribuição beta (5,2) de probabilidade (n=1.000 simulações).

Idade (meses)	Histogramas das Receitas Líquidas (R\$/ha)	Perdas de Receitas Líquidas médias máximas (R\$/ha)
51		-579,04
60		-603,32
66		-620,88
72		-642,44

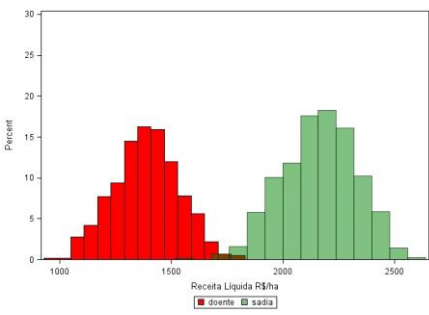
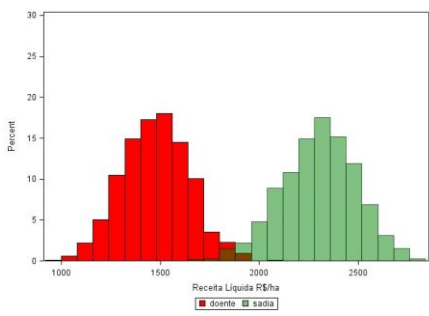
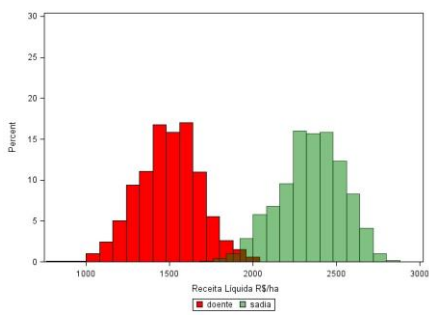
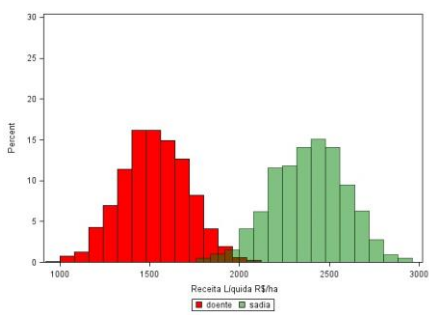
Fonte: Produção do próprio autor

Tabela 16 – Histogramas da receita líquida médias simuladas, considerando as perdas máximas – simulação de bootstrap paramétrico baseado na estimativa para o volume e simulação de Monte Carlo para o preço considerando a distribuição beta de probabilidade, para São José dos Campos/Varadouro segundo idade, parâmetros da distribuição beta (5,2) de probabilidade (n=1.000 simulações).

Idade (meses)	Histogramas das Receitas Líquidas (R\$/ha)	Perdas de Receitas Líquidas médias máximas (R\$/ha)
51		-899,80
60		-972,00
66		-995,83
72		-987,71

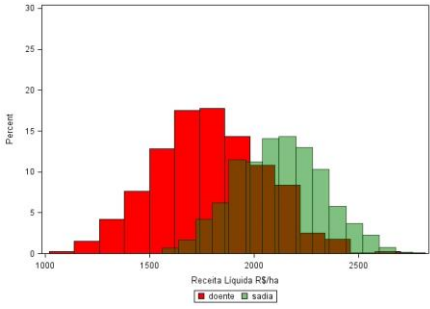
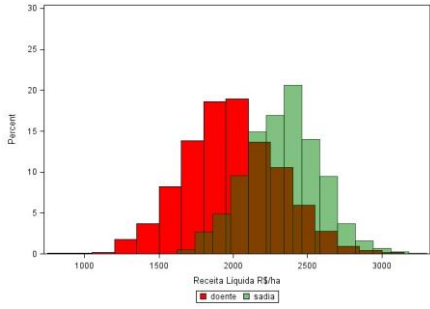
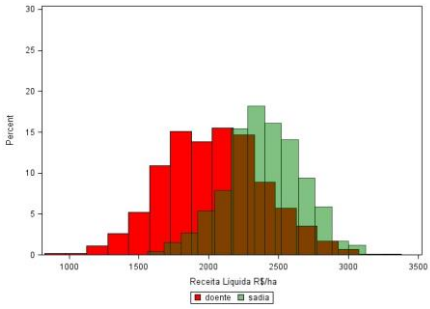
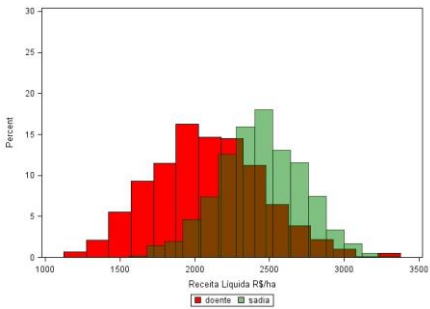
Fonte: Produção do próprio autor.

Tabela 17 – Histogramas da receita líquida médias simuladas, considerando as perdas máximas – simulação de bootstrap paramétrico baseado na estimativa para o volume e simulação de Monte Carlo para o preço considerando a distribuição beta de probabilidade, para Taubaté/Gaspar segundo idade, parâmetros da distribuição beta (5,2) de probabilidade (n=1.000 simulações).

Idade (meses)	Histogramas das Receitas Líquidas (R\$/ha)	Perdas de Receitas Líquidas médias máximas (R\$/ha)
51		-773,50
60		-823,19
66		-853,10
72		-859,93

Fonte: Produção do próprio autor.

Tabela 18 – Histogramas da receita líquida médias simuladas, considerando as perdas máximas – simulação de bootstrap paramétrico baseado na estimativa para o volume e simulação de Monte Carlo para o preço considerando a distribuição beta de probabilidade, para Taubaté/N.S. Ajuda segundo idade, parâmetros da distribuição beta (5,2) de probabilidade (n=1.000 simulações).

Idade (meses)	Histogramas das Receitas Líquidas (R\$/ha)	Perdas de Receitas Líquidas médias máximas (R\$/ha)
51		-332,03
60		-346,41
66		-357,48
72		-358,45

Fonte: Produção do próprio autor.

6 CONCLUSÕES

Os resultados obtidos nas diferentes análises realizadas neste estudo, mostram perda em volume (m^3) em todas as fazendas, nas diferentes idades, onde as plantas sadias ($ISF=1$) apresentaram superioridade volumétrica em relação às plantas doentes ($1,0 < ISF \leq 3,0$).

A discrepância no crescimento entre as plantas doentes e sadias e seu reflexo nas diferentes regiões/fazendas, impactou na perda de Receita Líquida Média aos 72 meses de idade, que variou de -R\$358,45/ha (Nossa Senhora da Ajuda / Taubaté) à - R\$987,71/ha (Varadouro / São José dos Campos), sendo este último o pior cenário, o que faz com que o acompanhamento dos resultados obtidos sobre os possíveis danos nas perdas em volume (m^3) ao longo das diferentes idades, nas diferentes fazendas (projetos florestais), torna-se uma estratégia para a tomada de decisão com foco na garantia de abastecimento das fábricas, visando assegurar a sustentabilidade do empreendimento florestal.

REFERÊNCIAS

- ABREU FILHO, J. C. F. et al. **Finanças corporativas**. 10 ed. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2008, 152 p.
- ALFENAS, A. C.; ZAUZA, E. A. V.; MAFIA, R. G.; ASSIS, T. F. **Clonagem e doenças do eucalipto**. 2 ed. Viçosa: Editora UFV, 2009, 500 p.
- APARECIDO, C.C., FIGUEIREDO, M.B. *Puccinia psidii* – Efeito da temperatura na produção de basidiosporos. In: XXXII Congresso Brasileiro de Fitopatologia, Curitiba, Paraná,. **Anais...** p.263, 1999.
- BEDENDO, I.P., A. Ferrugens. In: BERGAMIN FILHO, A.; KIMATI, H. et al. **Manual de fitopatologia: princípios e conceitos**. São Paulo: Ceres, 1995. v.1.
- BEENKEN, L. *Austropuccinia*: a new genus name for the myrtle rust *Puccinia psidii* placed within the redefined family phaerophragmiaceae (Pucciniales). In: **Phytotaxa** **297 (1): 053–061**. Auckland, New Zealand, February, 2017.
- BERNSTEIN, P. L. **Desafio aos deuses**: a fascinante história do risco. São Paulo: Elsevier/Campus, 1997.
- BINKLEY, D. (2004) A hypothesis about the interaction of tree dominance and stand production through stand development. **Forest Ecology and Management** Amsterdam, v. 190, p. 265-271. doi: 10.1016/j.foreco.2003.10.018
- BINKLEY, D., et al. (2006). Patterns of growth dominance in forests of the Rocky Mountains, USA. **Forest Ecology and Management**, 236:193–201. doi: 10.1016/j.foreco.2006.09.001
- BRASIL. DECRETO Nº 3.000, DE 26 DE MARÇO DE 1999. **Regulamento do Imposto de Renda**, Brasília, DF, mar 1999. Disponível em: < http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto/D3000.htm>. Acesso em: 19 out. 2019.
- BRUNI, A. L.; FAMÁ, R.; SIQUEIRA, J. O. Análise do risco na avaliação de projetos de investimento: uma aplicação do Método de Monte Carlo. **Caderno de Pesquisas em Administração**, São Paulo, SP, v.1., nº 6, 1º Trim. 1998.
- CAMARGO, F.R.A., TAKAHASHI, S.S., FURTADO, E.L., VALLE, C.F., BONINE, C.A. Ocorrência e evolução da ferrugem do eucalipto em duas regiões do Estado de São Paulo. **Fitopatologia Brasileira**, v. 22, p. 254, 1997. (Abstract 129).
- CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração florestal**: Perguntas e respostas. 4. ed. Viçosa: UFV, 2013. 605 p.
- CARVALHO, M.M. & RABECHINI Jr, R.R. **Construindo Competências para gerenciar projetos: teoria e casos**. 2ª edição. São Paulo: Atlas, 2008.

CASTELLO, J.D., LEOPOLD, D.J. and SMALLIDGE, P.J. (1995) Pathogens, Patterns, and Processes in Forest Ecosystems: Pathogens influence and are influenced by forest development and landscape characteristics. *BioScience*, 45:16-24. doi: 10.2307/1312531

COOKE, B.M., (2006). Disease assessment and yield loss - chapter 2. **In: The Epidemiology of Plant Diseases**. Edited by B.M. Cooke; D. Gareth Jones and B. Kaye. Springer Netherlands: Dordrecht, Dordrecht.

COSTA, L.G.T.A; AZEVEDO, M.C.L. **Análise Fundamentalista**. Rio de Janeiro: FGV/EPGE. 1996.

COUTINHO, T.A., WINGFIELD, M.J., ALFENAS, A.C. & CROUS, P.W. Eucalyptus rust: a disease with the potential for serious international implications. **Plant Disease**, v.82, p. 819 - 925, 1998.

DEMUNER, N.L., ALFENAS, A.C. Fungicidas sistêmicos para controle da ferrugem causada por *Puccinia psidii* em *Eucalyptus cloeziana*. **Fitopatologia Brasileira**, v.16, n.3, p.174-7, 1991.

DI STEFANO, J.F., FOURNIER, L.A., CARRANZA, J., MARIN, W., MORA, A. Invasive potential of *Syzygium jambos* (Myrtaceae) in forest fragments: the case of Ciudad Colon, Costa Rica. **Revista Biologia tropical**, v. 46, p. 567-573, 1998.

EFRON, B. Bootstrap methods: Another look at the Jackknife. **Ann. Statistics**, vol 7(1) p.1-26, 1979.

EFRON, B.; TIBISHIRANI, R. J. **An introduction to the bootstrap**. New York: John Wiley & Sons, 1993. p. 642.

FERREIRA, F.A. Enfermidades do eucalipto. **Informe agropecuário**, 12 (141): 59-70. 1986.

FERREIRA, F. A. Ferrugem do eucalipto. **Revista Árvore**, v.7, n.2, p. 91-109, 1983.

FERREIRA, F. A. Ferrugem do eucalipto. **In: Patologia Florestal – principais doenças florestais no Brasil**, Viçosa, Sociedade de Investigações Florestais, p. 129-151, 1989. 570p.

FIGUEIREDO, M. B., COUTINHO, L. N. Avaliação da capacidade de produção de basidiosporos pelos soros teliais de *Puccinia mogiphanes* Arthur. In: Reunião Anual do Instituto Biológico, 7, 1994, São Paulo. **Resumos**. São Paulo, 1994, p.26.

FURTADO, E.L. et al. **Doenças do Eucalipto no Brasil**. Botucatu: FEPAF, 2009.74p.

GITMAN, L.J. **Princípios da Administração Financeira**. 3 ed. São Paulo, Harba, 1987.

GLEN, M.; ALFENAS, A.C.; ZAUZA, E.A.V.; WINGFIELD, M.J.; MOHAMMED, C. *Puccinia psidii*: A threat to the Australian environment and economy - A review. In: **Australasian Plant Pathology** 36(1):1-16 · January 2007.

INDÚSTRIA BRASILEIRA DE ÁRVORES. **Relatório anual**. São Paulo, 2017. 77 p.

INDÚSTRIA BRASILEIRA DE ÁRVORES. **Relatório anual**. São Paulo, 2019. 80 p.

KATSUHIRO, A., KATSUYA, K. Occurrence of different races during axenic culture of *Puccinia recondita* f. sp. *Tritici* race 45. **Ann. Phytopat. Soc. Jap.**, v.51, p.421-5, 1985.

KRUGNER, T.L. Doenças do eucalipto. In: GALLI, F. (Ed.). **Manual de Fitopatologia**, 2ª ed. São Paulo, Agronômica Ceres, v. 2, 1980, p. 275-96.

LAUDON, G.F. & WATERSTON, J.M. *Puccinia psidii*. **CMI Descriptions of pathogenic fungi and bacteria**. n.56, 1965.

LIMA, E. C. P., VIANA, J. C., LEVINO, N. A., MOTA, C. M. (2008). Simulação de monte carlo auxiliando a análise de viabilidade econômica de projetos. In: CONGRESSO NACIONAL DE EXCELÊNCIA EM GESTÃO, 4., 2008, Niterói: Escola de Engenharia da Universidade Federal Fluminense. **Anais...** UFF, 2008.

MACLACHLAN, J.D. A rust of the pimento tree in Jamaica, **B.W.I. Phytopathology**, v. 28, p. 157-170, 1938.

MAFIA, R., ABAD, I. M., FERREIRA, M. (2013). Desafios e perspectivas para o controle de doenças do eucalipto. In: SIMPÓSIO DE MANEJO DE DOENÇAS DE PLANTAS, 13., 2013, Lavras: Universidade Federal de Lavras. **Anais...** UFLA, 2013. p. 119-133.

MARLATT, R.B. & KIMBROUGH, J.W. *Puccinia psidii* on *Pimenta dioica* in South Florida. **Plant Disease Rep.**, v. 63, p. 510-512, 1979.

MARTINS, E.M.F., CARVALHO JR., A.A., FIGUEIREDO, M.B. Relação entre *Capsicum frutescens* e os micélios mono e dicarióticos de *Puccinia pampeana*. **Fitopatologia Brasileira.**, v.20, p. 613-7, 1995.

MASSON, M.V. **Ferrugem do eucalipto: planejamento evasivo, estimativa de dano e análise da viabilidade do controle químico**. 2009. 167f. Dissertação (Mestrado em Agronomia - Proteção de plantas), Faculdade de Ciências Agronômicas - Universidade Estadual Paulista "Julio de Mesquita Filho", Botucatu, 2009.

MASSON, M.V., MORAES, W.B., MATOS, W.C, ALVES, J.M., FURTADO, E.L. Eficiência e viabilidade econômica do controle químico da ferrugem do eucalipto em condições de campo. **Summa Phytopathol.**, Botucatu, v. 37, n. 2, p. 107-112, 2011.

MOORE, J. & WEATHERFORD, L.R. **Tomada de decisão em administração com planilhas eletrônicas**. 6ª edição. Porto Alegre: Bookman Companhia Editora, 2006.

MORAES, W.B. et al. Eficiência de fungicidas no controle da ferrugem do eucalipto. In: CONGRESSO PAULISTA DE FITOPATOLOGIA, 35, 2012, Jaguariúna. **Anais...** Jaguariúna, 2012, p. 220-220.

MUSSER, W.N., PATRICK, G. F. How much does risk really matter to farmers? **Chapter 24 in Just & Pope**, 2001.

NELDER, J. A.; WEDDERBURN, R. W. (1972). Generalized linear models. **Journal of the Royal Statistical Society Series A**, 135 (3): 370–384. doi:10.2307/2344614.

NUTTER, F.W., TENG, P.S., SHOKES, F.M. Disease assessment terms and concepts. **Plant Disease**, v. 75, p.1187-8, 1991.

OECD. Income Risk Management in Agriculture, **Organization for Economic Cooperation and Development**, Paris, 2000.

OEHLERT, G.W. 1992. A note on the delta method. **The American Statistician** 46: 27-29.

OLSON, B.D. (2000) Crop Disease and Yield Loss-Chapter 11. In: **Robert K.D. Peterson and Leon G. Higley. Biotic stress and yield loss**.

RATKOWSKY, D.A. (1990). **Handbook of nonlinear regression models**. Marcel Decker Inc., New York.

RAYACHHETRY, M.B., ELLIOTT, M.T., VAN, T.K. Natural epiphytotic of the rust *Puccinia psidii* in *Malaleuca quinquenervia* in Florida. **Plant Disease**, v. 81, p. 831, 1997.

RUIZ, R. A. R.; ALFENAS, A. C.; MAFFIA, L. A.; BARBOSA, M. M. Progresso da ferrugem do eucalipto causado por *Puccinia psidii* em condições de campo. **Fitopatologia brasileira**, v. 14, p. 73-81, 1989.

SALLES, A.C.N. **Metodologias de análise de risco para avaliação financeira de projetos de geração eólica**. Rio de Janeiro, 2004. (Mestrado – Universidade Federal do Rio de Janeiro). Disponível em

<http://www.ppe.ufrj.br/images/publicações/mestrado/Ana_Claudia_Nioac_de_Salles.pdf>. Acesso em 04 mar. 2019.

SANTOS, C.A.G. **Estudos epidemiológicos da ferrugem do eucalipto causado por *Puccinia psidii* em plantios irrigados**. 2006. 75f. Dissertação (Mestrado em Proteção de Plantas), Faculdade de Ciências Agrônômicas - Universidade Estadual Paulista, Botucatu, 2006.

SCHUYLER, J. R. **Decision Analysis in Projects: Monte Carlo Simulation**. Upper Darby: Project Management Institute. 1994

SCOTT, K.J., MACLEAN, D.J. Culturing of Rust Fungi. **Ann. Rev. Phytopathol.**, v.7, p.123-46, 1969.

SHAPIRO, S.S., GROSS, A.J. 1981. **Statistical modeling techniques - Statistical, textbooks and monographs** – vol. 38. New York: Marcel Dekker, Inc.

SHAW, M.W. Modeling Stochastic Process in plant pathology. *Annu. Rev. Phytopathology* 32:523-44 1994

TAKAHASHI, S. S.; **Ferrugem do eucalipto: índice de infecção, análise temporal e estimativas de danos relacionadas à intensidade da doença no campo**. 2002, 101f. Dissertação (Mestrado em Proteção de Plantas) – Faculdade de Ciências Agrônômicas, Universidade Estadual Paulista “Julio de Mesquita Filho”, Botucatu. 2002.

SOUZA, R.R.S., SILVA, A.C., RODELLA, R.A., SERRÃO, J.E., ZANUNCIO, J.C., FURTADO, E.L. Pre-Infection Stages of *Austropuccinia psidii* in the Epidermis of Eucalyptus Hybrid Leaves with Different Resistance Levels. **Forests**, 2017, 8, 362.

TAKAHASHI, S.S., FURTADO, E.L., CAMARGO, F.R.A., RAMIRO, G.A. Avaliação de clones e procedências de eucalipto à ferrugem na região do Vale do Paraíba – SP. **Fitopatologia brasileira**, v. 22, p. 313-4, 1997.

TAKAHASHI, S.S., FURTADO, E.L., CAMARGO, F.R.A., RAMIRO, G.A. Teste de modelo para estimativa da incidência e evolução da ferrugem do eucalipto *Puccinia psidii* Winter em duas regiões de plantio no Estado de São Paulo. In: **Forest: Congresso e Exposição Internacional sobre Florestas**, 5, Curitiba, 1999b.

UNITED NATIONS. **World Population Prospects – The 2017 Revision**. Key Findings and Advance Tables. New York, 2017. 46 p.

VALE, F.X.R., JESUS JUNIOR, W. C., ZAMBOLIM, L. **Epidemiologia aplicada ao manejo de doenças de plantas**, Belo Horizonte, Perffil, 2004. 531p.

VAN DER PLANK, J.E. (1963) **Plant Diseases: Epidemics and Control**. Academic Press, London, 349 pp.

VEIGA, R.A.A. Dendrometria e inventário florestal. **Fundação de Estudos e Pesquisas Agrícolas e Florestais**, Boletim Didático n.1, Botucatu, SP, 1984. 108p.

VESPER, J. L. **Risk assessment and risk management in the pharmaceutical industry**: clear and simple. Bethesda, MD: Parenteral Drug Association, 2006.

WALKER, P.T. Crop losses: the need to quantify the effects of pests, diseases and weeds on agricultural production. **Agriculture, Ecosystems and environment**, v. 9, p. 119-58, 1983.

WASSERMAN, L. **All of Statistics: A Concise Course in Statistical Inference**. 1^a ed. New York: Springer, 2013.

WESTFALL, P. H., TOBIAS, R. D., ROM, D., WOLFINGER, R. D., and Hochberg, Y. (1999), **Multiple Comparisons and Multiple Tests Using the SAS System**, Cary, NC: SAS Institute Inc.

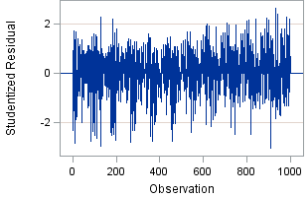
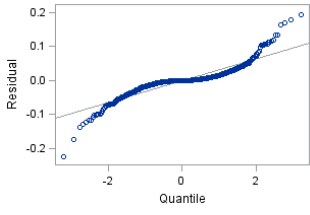
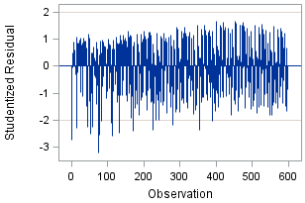
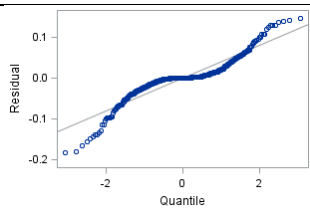
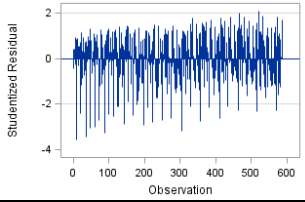
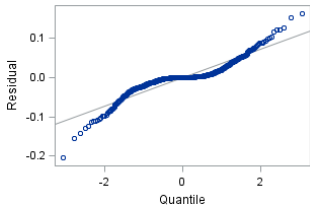
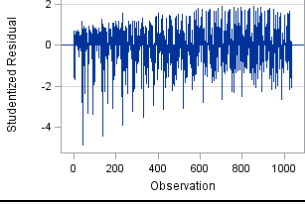
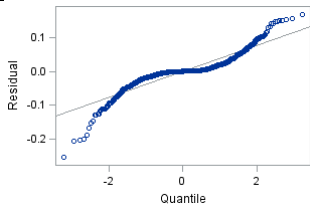
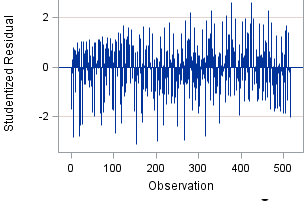
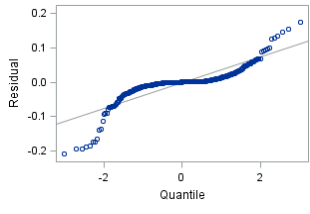
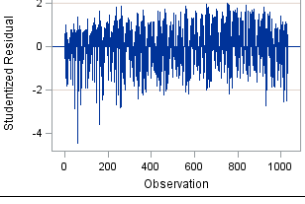
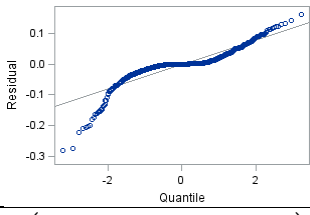
WEST, P.W. and SMITH, R.G.B. (2019) Inter-tree competitive processes during early growth of an experimental plantation of *Eucalyptus pilularis* in sub-tropical Australia. **Forest Ecology and Management**, 451: 117450. doi: 10.1016/j.foreco.2019.117450

WILK, M. **Gestão de risco financeiro**: um estudo dos principais modelos de gerenciamento de risco. 1999. 73 f. Trabalho de Conclusão de Curso – Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP), Campinas, 1999.

ZADOKS, J.C., SCHEIN, R.D. **Epidemiology and plant disease management**. New York: Oxford University Press, 1979. 427p.

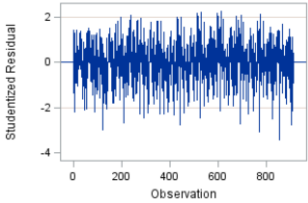
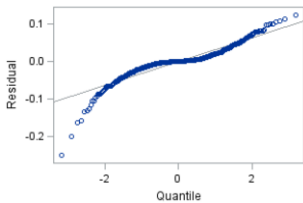
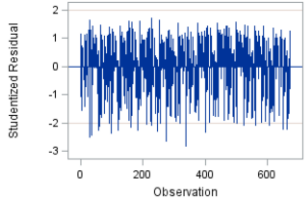
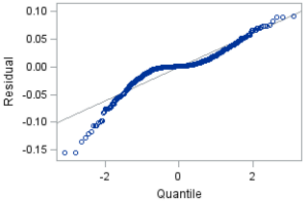
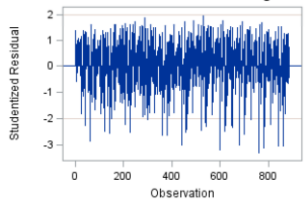
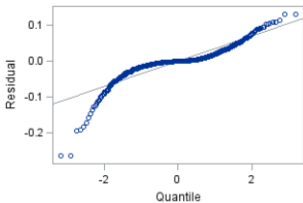
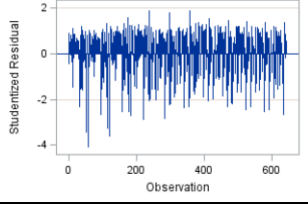
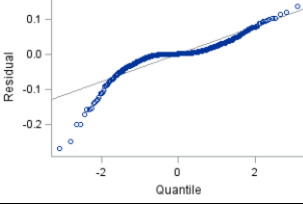
APÊNDICE A – Diagnósticos referente ao ajuste do modelo de regressão não linear Gompertz

Tabela 1 – Qualidade de ajuste dos modelos de regressão não linear Gompertz⁽¹⁾ do volume (m3) em função da idade (meses) das plantas – caracterizada resíduo padronizado e Q-Q Plot, segundo severidade e região/fazenda.

Região fazenda	Severi- dade	Resíduos Padronizados	Q-Q Plot
Guararema Rogemar	sadia		
	doente		
S.J.Campos São Pedro I	sadia		
	doente		
S.J.Campos Varadouro	sadia		
	doente		

⁽¹⁾ Modelo de regressão Gompertz ajustado: $\hat{v} = \hat{\alpha} \exp \left(-\exp \left(\hat{\gamma} (\hat{\beta} - idade_i) \right) \right)$;

Tabela 2 – Qualidade de ajuste dos modelos de regressão não linear Gompertz⁽¹⁾ do volume (m3) em função da idade (meses) das plantas – caracterizada resíduo padronizado e Q-Q Plot, segundo severidade e região/fazenda.

Região fazenda	Severi- dade	Resíduos Padronizados	Q-Q Plot
Taubaté Gaspar	sadia		
	doente		
Taubaté N,S, D'Ajuda	sadia		
	doente		

⁽¹⁾ Modelo de regressão Gompertz ajustado: $\hat{v} = \hat{\alpha} \exp\left(-\exp\left(\hat{\beta}(\hat{\beta} - idade_i)\right)\right)$;

APÊNDICE B – Histogramas da receita líquida simulada

Tabela 1 – Histogramas da receita líquida simulada – simulação de bootstrap paramétrico baseado na estimativa para o volume e simulação de Monte Carlo para o preço considerando a distribuição beta de probabilidade, para Guararema/Rogemar segundo idade, parâmetros da distribuição beta de probabilidade.

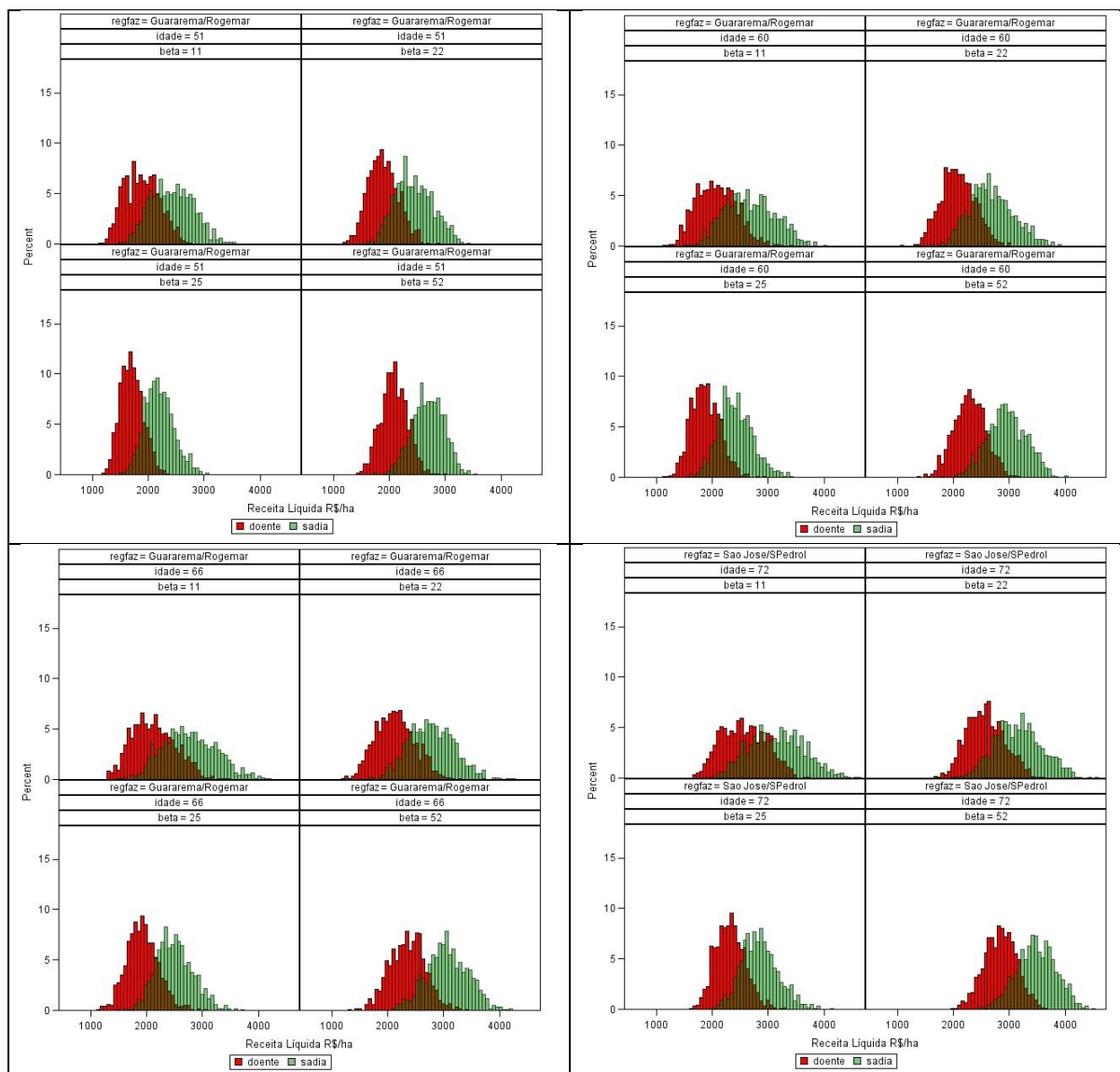


Tabela 2 – Histogramas da receita líquida simulada – simulação de bootstrap paramétrico baseado na estimativa para o volume e simulação de Monte Carlo para o preço considerando a distribuição beta de probabilidade para São José dos Campos/São Pedro I, segundo idade, parâmetros da distribuição beta de probabilidade.

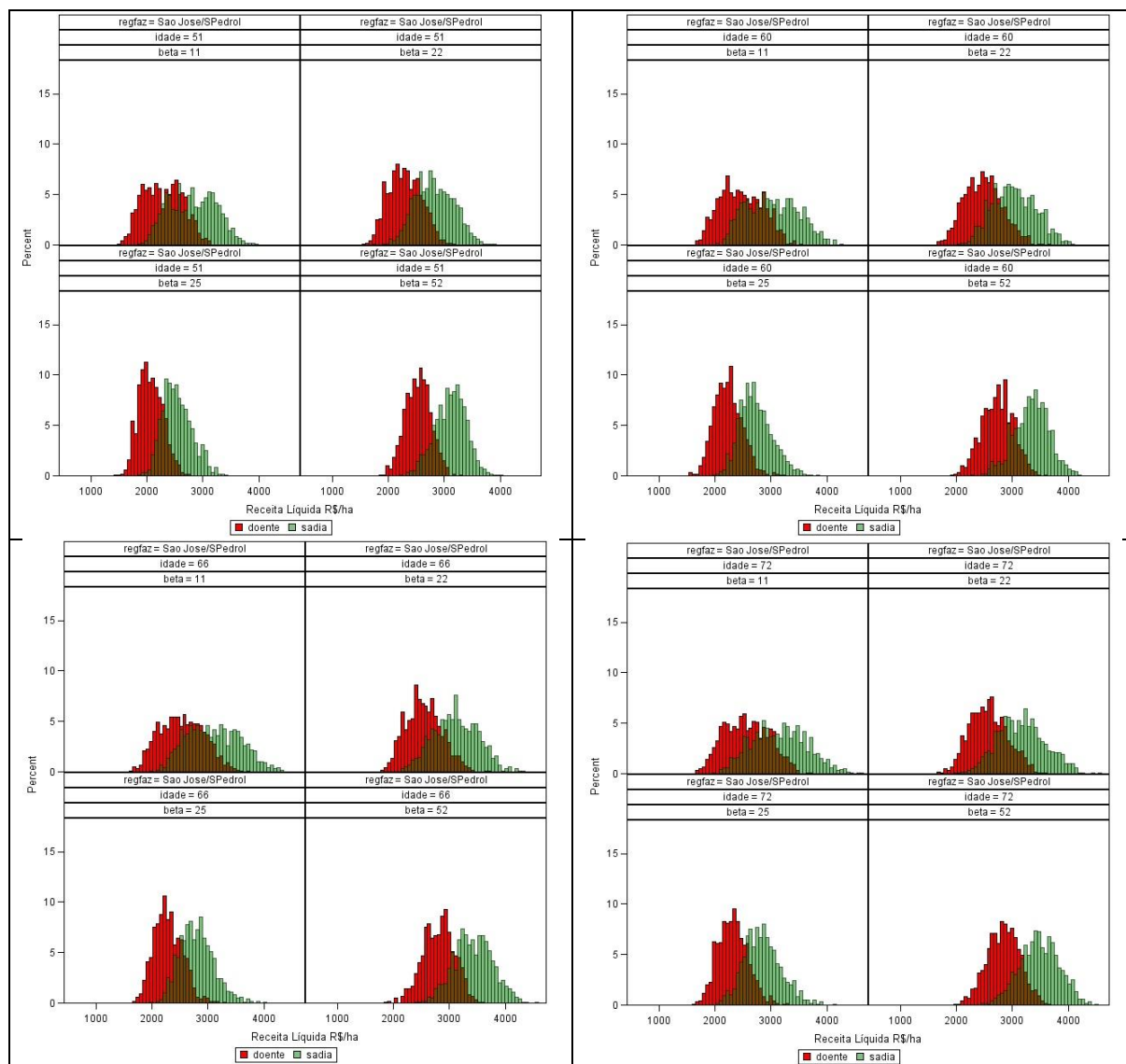


Tabela 3 – Histogramas da receita líquida simulada – simulação de bootstrap paramétrico baseado na estimativa para o volume e simulação de Monte Carlo para o preço considerando a distribuição beta de probabilidade para São José dos Campos/Varadouro, segundo idade, parâmetros da distribuição beta de probabilidade.

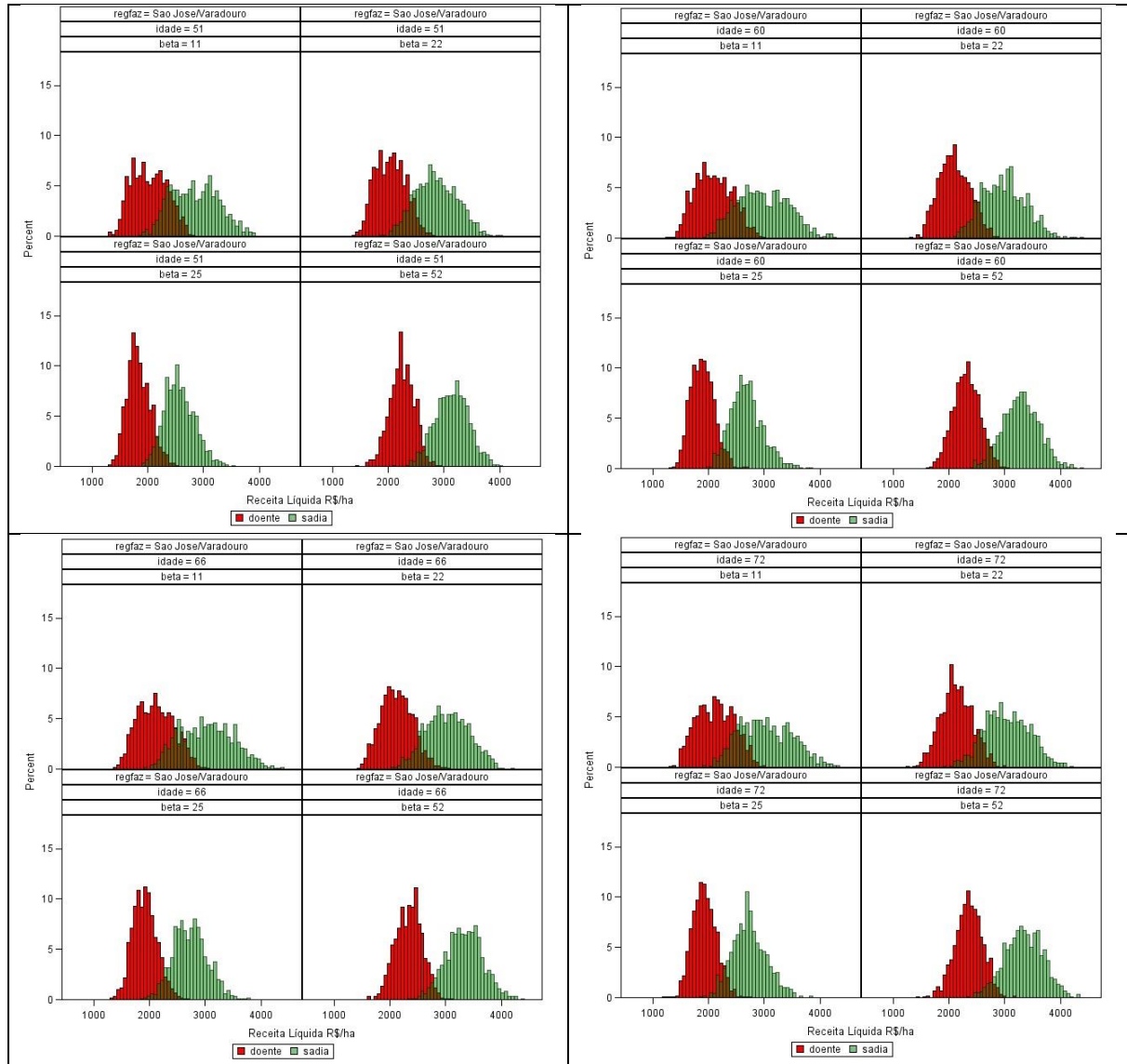


Tabela 4 – Histogramas da receita líquida simulada – simulação de bootstrap paramétrico baseado na estimativa para o volume e simulação de Monte Carlo para o preço considerando a distribuição beta de probabilidade para Taubaté/Gaspar, segundo idade, parâmetros da distribuição beta de probabilidade.

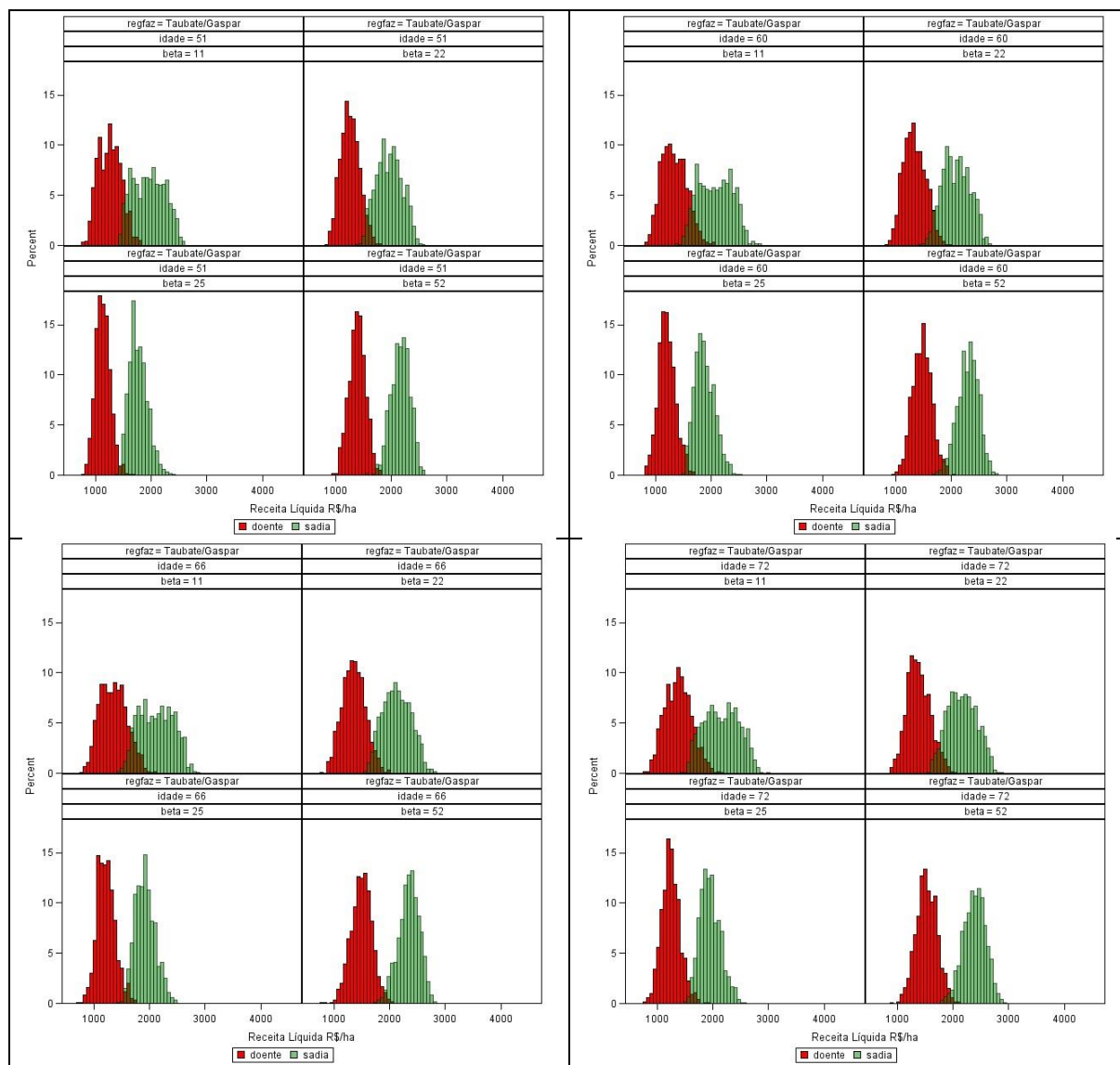


Tabela 5 – Histogramas da receita líquida simulada – simulação de bootstrap paramétrico baseado na estimativa para o volume e simulação de Monte Carlo para o preço considerando a distribuição beta (a,b) de probabilidade para Taubaté/N.S.D'Ajuda, segundo idade, parâmetros da distribuição beta de probabilidade.

