



MÁRIO ROBERTO NOGUEIRA COLARES

**MODELAGEM DE PERDAS DE PRODUTIVIDADE DO
CAFEIRO RELACIONADA À FERRUGEM**

**LAVRAS-MG
2018**

MÁRIO ROBERTO NOGUEIRA COLARES

**MODELAGEM DE PERDAS DE PRODUTIVIDADE DO CAFEIEIRO
RELACIONADA À FERRUGEM**

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

Prof. Dr. Paulo Estevão de Souza
Orientador

Prof. Dr. Edson Ampélio Pozza
Coorientador

**LAVRAS-MG
2018**

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

Colares, Mário Roberto Nogueira.

Modelagem de perdas de produtividade do cafeeiro relacionada
à ferrugem / Mário Roberto Nogueira Colares. - 2018.

87 p. : il.

Orientador(a): Paulo Estevão de Souza.

Coorientador(a): Edson Ampélio Pozza.

Dissertação (mestrado acadêmico) - Universidade Federal de
Lavras, 2018.

Bibliografia.

1. Fungicidas. 2. Modelo de Ponto Crítico. 3. Modelo Não
Linear Exponencial. I. Souza, Paulo Estevão de. II. Pozza, Edson
Ampélio. III. Título.

MÁRIO ROBERTO NOGUEIRA COLARES

**MODELAGEM DE PERDAS DE PRODUTIVIDADE DO CAFEIEIRO
RELACIONADA À FERRUGEM**

MODELING OF COFFEE PRODUCTIVITY LOSSES RELATED TO RUST

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

APROVADA em 11 de dezembro de 2018.

Dr. Paulo Estevão de Souza UFLA
Dr. Edson Ampélio Pozza UFLA
Dr. Joel Muniz UFLA
Dr^a. Sara Maria Chalfoun de Souza EPAMIG

Prof. Dr. Paulo Estevão de Souza
Orientador

Prof. Dr. Edson Ampélio Pozza
Coorientador

**LAVRAS-MG
2018**

OFEREÇO

A minha família Nogueira e Colares

Por todo apoio oferecido a mim.

DEDICO

*A Deus por toda misericórdia e socorro,
principalmente nos momentos mais difíceis,
me dando força para suportá-los
e fé em acreditar ser temporários tais momentos.*

*A meus pais por todo o incentivo, amor,
compreensão e por acreditarem no meu potencial.*

*Por me apoiarem nos momentos mais difíceis,
sendo exemplos de força, coragem,
fé e dedicação, por muitas vezes
abdicando de suas próprias vidas em prol da minha.*

*Por todo suporte e por terem sempre
estendido a mão para me ajudar
a levantar sempre ao cair.*

AGRADECIMENTOS

A Deus, fonte de luz, paz e por ter me dado saúde, força e paciência para superar os desafios e pelas oportunidades oferecidas. Por permitir a realização de um sonho, por meio da presença constante em todos os momentos da minha vida, porque nada nos é possível se não for de sua vontade.

A toda minha família, por terem sempre acreditado nas minhas conquistas e na minha ausência, dedicada a pós-graduação. Por entenderem que a busca persistente do futuro é feita a partir da constante dedicação do presente.

Aos meus pais, agradeço o incentivo, carinho, educação e por oferecer a oportunidade de galgar um futuro melhor. Aos meus irmãos e melhores amigos o incentivo, o carinho e a paciência em todos os momentos. Por fim, o incentivo de todos em navegar em águas profundas na busca do conhecimento. Não tenho palavras para dizer o quanto sou grato.

À Universidade Federal de Lavras e ao corpo docente do Programa de Pós-Graduação em Agronomia/Fitopatologia por proporcionar a oportunidade e os ensinamentos durante o mestrado, contribuíram abundantemente para o meu crescimento pessoal e profissional.

A Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Ensino Superior (CAPES) pela concessão de bolsa, propiciando a oportunidade de realizar o mestrado e integrar os grupos de pesquisas.

Ao meu orientador professor Dr. Paulo Estevão de Souza, por orientar e apoiar este trabalho, além dos valiosos conselhos para a construção da docência do ensino superior.

Ao meu coorientador professor Dr. Edson Ampélio Pozza, por constante coorientação e transmitir conhecimentos valiosos sendo fundamentais para executar este trabalho, mas, sobretudo por apoiar, compreender e dar valiosos conselhos e por acreditar no meu trabalho.

Ao professor Dr. Joel Augusto Muniz por sua disponibilidade em contribuir com seus ensinamentos no campo da estatística, com sugestões e críticas construtivas.

A Dr^a. Sara Maria Chalfoun de Souza por participar na composição da banca avaliadora, por suas valiosas sugestões e contribuições.

Ao amigo Engenheiro Agrônomo e Mestre Mauro Peraro Barbosa Júnior, por coletar e fornecer os dados de avaliação de incidência e da severidade da ferrugem e da produção do

cafeiro de diversos experimentos. Ao colega doutorando do Departamento de Estatística, Edilson Marcelino Silva, por não medir esforços em ajudar no ajuste dos modelos matemáticos.

Aos amigos e técnicos administrativos do departamento de Fitopatologia, Júlia Marques, Yasmim Freitas, Renata Pereira, Deila Botelho, Ana Maria, Silvio e Sarah Costa, por todo o aprendizado repassado, além da amizade, paciência, momentos e memoráveis alegrias compartilhadas.

E por fim, a todos que de alguma forma passaram pela minha vida e contribuíram para a constante construção pessoal.

A todos, meu muito Obrigado!

“As boas ideias devem ser aceitas, postas em práticas e, se necessário, aperfeiçoadas para se vencer os grandes desafios”.

Cravo, 2005.

RESUMO

Perdas em até 30% na produtividade do cafeeiro (*Coffea arabica* L.) são atribuídas à ferrugem (*Hemileia vastatrix*). No entanto, esses valores muitas vezes foram atribuídos com base em observações empíricas e avaliados em experimentos isolados, sem repetições ao longo do tempo e com abordagem matemática e estatística pouco ajustada para essa área do conhecimento. Diante disso, o objetivo desse trabalho foi quantificar perdas da produtividade do cafeeiro devido à ferrugem. Os dados foram provenientes de 19 experimentos, realizados de 2014 a 2018, em lavouras de café, cultivar Catuaí Vermelho IAC 99, suscetível à ferrugem com idade entre cinco e oito anos, espaçamento de 3,8 x 0,6m entre plantas e conduzidos segundo as recomendações técnicas para a cultura. O delineamento experimental foi padrão, em blocos casualizados com quatro repetições, variando o número de tratamentos com formulações de fungicidas, em diferentes doses, obtendo diferentes intensidades da doença. A parcela experimental constou de dez plantas, sendo seis plantas centrais a parcela útil. Avaliações de incidência da ferrugem e do enfolhamento ocorreram mensalmente. Os dados obtidos foram integralizados em Área Abaixo da Curva de Progresso da Doença para Incidência da Ferrugem (AACPDIF) e do Enfolhamento (AACPE). A colheita foi realizada entre Maio e Julho de cada ano, avaliado em todos os experimentos. Para a análise estatística, as variáveis AACPDIF, AACPE e produtividade foram distribuídas em intervalos de classes e submetidas ao teste de normalidade. Foram ajustados modelos lineares de Ponto Crítico, Múltiplos Pontos, Integral e não linear Exponencial utilizando o *software* “R” versão 3.4.4. A escolha do modelo de melhor ajuste seguiu os critérios de maior coeficiente de determinação (R^2) e menor Critério de Informação de Akaike (AIC). O modelo integral não linear exponencial foi o de melhor ajuste para descrever as perdas de produtividade em função da ferrugem e o modelo de ponto crítico não linear exponencial obteve melhor ajuste para descrever as perdas produtividade em função da doença em meses específicos. O modelo de ponto crítico linear descreveu melhor as perdas pontuais em função do enfolhamento.

Palavras-chave: *Coffea arabica* L. Fungicidas. Modelo de Ponto Crítico. Modelo Não Linear Exponencial. Critério de Informação de Akaike.

ABSTRACT

Coffee rust disease (*Hemileia vastatrix*) can cause losses of 30% or even more in coffee (*Coffea arabica* L.) crops. However, such losses were often attributed to empirical observations and evaluated in isolated experiments, with no repetitions over time and with a mathematical and statistical approach that was not very well suitable to this area of knowledge. Therefore, the objective of this work was to quantify coffee productivity losses due to rust disease. The data collected from 19 experiments, which were carried out from 2014 to 2018, in coffee plantations, cultivar Catuaí Vermelho IAC 99 susceptible to rust aged between five and eight years, spacing of 3.8 x 0.6 m between plants and conducted according to the technical recommendations for the crop. The experiment designed in randomized blocks with four replicates, varying the number of treatments with fungicide formulations, at different doses, obtaining different disease intensities. The experimental plot consisted of 10 plants and the 6 central plants considered useful plot. Evaluation of rust incidence and leafing occurred monthly. The data obtained were integrated into Area Under the Disease Progression Curve for Rust Incidence (AUDPCRI) and Leafing (AUPCL). The harvest was performed between the months of May and July in all experiments, on each year evaluated. For the statistical analysis, the AUDPCRI, AUPCL and productivity variables were distributed in class intervals and submitted to the normality test. Linear Critical Point, Multiple Point, Integral and Exponential Nonlinear Models were fitted using the *software* “R” version 3.4.4. The choice of model adjustment followed the criteria of higher determination coefficient (R^2) and lower Akaike Information Criterion (AIC). The Exponential Nonlinear Model was the one that obtained the best fit to describe the occasional loss of productivity as a function of the rust. The Exponential Nonlinear Critical of Model obtained a best fit to describe the productivity losses as a function of the disease in specific months. The Linear Model of Critical Point was the best described the occasional losses as a function of leafing.

Keywords: *Coffea arabica* L. Fungicide. Critical Point Model. Exponential Nonlinear Model. Akaike Information Criterion.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Incidência média e amplitude mínima e máxima da ferrugem do cafeeiro em todos os experimentos, entre os meses de dezembro e maio dos anos-safra 2014/2015 a 2017/2018. Lavras 2018.	37
Figura 2 - Ajuste de modelo de ponto crítico linear para a produção em função da incidência da ferrugem (%) de dezembro a maio. Lavras, 2018.....	41
Figura 3 - Ajuste de modelo de ponto crítico não linear exponencial para a produtividade em função da incidência da ferrugem (%) de dezembro a maio. Lavras, 2018.....	43
Figura 4 - Ajuste de modelo de ponto crítico linear para a produtividade em função da incidência da ferrugem (%) de dezembro a maio. Lavras, 2018.	45
Figura 5 - Ajuste de modelo de ponto crítico não linear exponencial para a produtividade em função da incidência da ferrugem (%) de dezembro a maio. Lavras, 2018.....	47
Figura 6 - Ajuste de modelo de múltiplos pontos linear, ajustado para o mês de janeiro, para a produtividade em função da incidência da ferrugem (%) no mês de janeiro. Lavras, 2018.	50
Figura 7 - Ajuste de modelo integral linear (A) e integral não linear exponencial (B) para a produção em função da área abaixo da curva de progresso da doença para a incidência da ferrugem (AACPDIF). Lavras, 2018.....	52
Figura 8 - Ajuste de modelo integral linear (A) e integral não linear exponencial (B) para a produção em função da área abaixo da curva de progresso da doença para a incidência da ferrugem (AACPDIF). Lavras, 2018.....	53
Figura 9 - Enfolhamento médio e amplitude mínima e máxima dos cafeeiros em todos os experimentos, entre os meses de dezembro e maio dos anos-safra 2015/2016 a 2017/2018. Lavras, 2018.	58
Figura 10 - Ajuste de modelo de ponto crítico linear para a produtividade em função do enfolhamento (%) de dezembro a maio. Lavras, 2018.	61
Figura 11 - Ajuste de modelo de ponto crítico não linear exponencial para a produtividade em função do enfolhamento (%) de dezembro a maio. Lavras, 2018.	63
Figura 12 - Ajuste de modelo de ponto crítico linear para a produtividade em função do enfolhamento (%) de dezembro a maio. Lavras, 2018.	65
Figura 13 - Ajuste de modelo de ponto crítico não linear exponencial para a produtividade em função do enfolhamento (%) de dezembro a maio. Lavras, 2018.	67

Figura 14 - Ajuste de modelo de múltiplos pontos linear para a produção em função do enfolhamento (%) para o mês de dezembro. Lavras, 2018.....	71
Figura 15 - Ajuste de modelo integral linear (A) e não linear exponencial (B) para a produtividade em função da área abaixo da curva de progresso do enfolhamento (AACPE). Lavras, 2018.....	72
Figura 16 - Ajuste de modelo integral linear (A) e integral não linear exponencial (B) para a produtividade em função da área abaixo da curva de progresso do enfolhamento (AACPE). Lavras, 2018.....	74

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Quadro 1 - Fungicidas isolados ou em associação, em diferentes doses, utilizados nos experimentos nas safras 2014/2015, 2015/2016, 2016/2017 e 2017/2018.....	31
Quadro 2 - Distribuição de frequência por classes de médias de produção e área abaixo da curva de progresso da doença para a incidência da ferrugem (AACPDIF) nos procedimentos de ajuste dos modelos.....	39
Quadro 3 - Distribuição de frequências por classes de médias de produtividade e área abaixo da curva de progresso do enfolhamento (AACPE) nos procedimentos de ajustes dos modelos.	59
Tabela 1 - Análise do teste t para significância dos parâmetros dos meses de dezembro a maio para o modelo de múltiplos pontos linear.....	49
Tabela 2 - Análise do teste t para a significância dos parâmetros dos meses de dezembro a maio para o modelo de múltiplos pontos linear.....	70

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	16
2	REFERENCIAL TEÓRICO	19
2.1	A ferrugem do cafeeiro.....	19
2.2	Perdas: importância, conceito e definições	19
2.3	Perdas: quantificação e ajuste de modelos	20
2.3.1	Quantificação.....	20
2.3.2	Ajuste de modelos	22
2.4	Modelos de regressão	23
2.4.1	Modelos lineares e epidemiológicos	24
2.4.2	Modelo não linear exponencial	27
2.5	Estudo de perdas devido à ferrugem do cafeeiro	28
3	MATERIAL E MÉTODOS	30
3.1	Coleta de dados: Avaliação da ferrugem e da produção	30
3.2	Delineamento experimental.....	30
3.3	Tratamentos e produtos utilizados.....	30
3.4	Avaliação da incidência da ferrugem do cafeeiro em folhas.....	32
3.5	Avaliação do enfolhamento dos cafeeiros.....	32
3.6	Área abaixo da curva do progresso da doença e do enfolhamento (AACPD e AACPE).....	32
3.7	Avaliação da produção dos cafeeiros nos anos-safra 2014/2015 a 2017/2018.....	33
3.8	Gráficos de médias e amplitudes da incidência da ferrugem e do enfolhamento do cafeeiro	34
3.9	Distribuição de frequência de classes.....	34
3.10	Ajuste de modelos, estimativa de parâmetros, comparação e seleção de modelos matemáticos.....	35
3.11	Análise estatística	36
4	RESULTADOS E DISCUSSÃO	37
4.1	Avaliação da incidência da ferrugem do cafeeiro em folhas.....	37
4.1.1	Gráficos de médias e amplitude da incidência da ferrugem.....	37
4.1.2	Distribuição de frequência de classes.....	39
4.1.3	Ajuste de modelos para a ferrugem do cafeeiro	40
4.2	Avaliação do enfolhamento dos cafeeiros.....	57
4.2.1	Gráficos de médias e amplitude do enfolhamento do cafeeiro	57

4.2.2	Distribuição de frequências de classes	58
4.2.2	Ajuste de modelos para o enfolhamento do cafeeiro	59
5	CONCLUSÕES	75
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	76
	REFERÊNCIAS	77

1 INTRODUÇÃO

O cafeeiro (*Coffea arabica* L.) é uma planta dicotiledônea perene da família Rubiaceae, originário da Etiópia. Atualmente é cultivado em vários países, além do Brasil. Onde encontrou excelentes condições edafoclimáticas para o seu cultivo.

O Brasil lidera o ranking mundial de maior produtor e exportador de café, com produção de 61,7 milhões de sacas de café beneficiado, na safra 2017/2018 (CONAB, 2018). O país é responsável por 36% da produção mundial e suas exportações representam 23% do total (USDA, 2018), correspondendo a 35,2 milhões de sacas de 60 kg de café em grãos, com uma receita média de US\$ 5,0 bilhões (AGROSTAT, 2018; CECAFE, 2018; MDIC, 2018).

O estado de Minas Gerais é o maior produtor de café do Brasil, com área estimada em 1,033 milhões de hectares e produção de 30,7 milhões de sacas de café beneficiado na safra 2017/2018, contribuindo com 53% da produção nacional (CONAB, 2018). No entanto, a crescente demanda por altas produtividades na lavoura cafeeira brasileira, acarreta na implementação constante de técnicas para reduzir perdas, devido aos fatores bióticos e abióticos, responsáveis por comprometer a produtividade e a qualidade do produto final (POZZA et al., 2010; LIMA, et al., 2010).

Dentre os fatores bióticos, as doenças representam maior destaque, entre elas a ferrugem (*Hemileia vastatrix* Berkeley & Broome), acarretando maiores prejuízos, variando de acordo com a intensidade da doença.

A ferrugem é considerada a doença mais limitante e devastadora do cafeeiro. Foi constatada, no Brasil na década de 1970. As perdas de produção na lavoura atribuídas a essa doença devem-se, basicamente, à desfolha prematura, redução da área fotossintética da planta, com posterior morte dos ramos plagiotrópicos, reduzindo a produtividade, segundo a literatura, principalmente em safras futuras (ZAMBOLIM, 2016). A doença somente é importante devido a estar associada à redução da produtividade, ou seja, os produtores e técnicos atribuem menores safras a queda de folhas causadas por essa doença.

As perdas devido à doença, de acordo com Rayner (1960) citado por Monaco (1977) e conseguinte por Kushalappa; Eskes (1989) citam perdas de até 30% na produtividade do cafeeiro, caso medidas de controle não sejam adotadas. No entanto, essa estimativa não foi realizada no Brasil, mas segundo o primeiro autor, em Uganda. Após o surto epidêmico da ferrugem na Nicarágua, Equador, El Salvador, Panamá e Honduras em 2012, perdas estimadas entre 30 e 90% (AVELINO et al., 2015). Atualmente, vários autores mencionam perdas da

produtividade relacionada à ferrugem, citando os primeiros autores citados, porém sem a realização de experimentos.

Essas perdas, até o presente momento, são estimadas apenas com dados empíricos de experimentos, sem repetições ao longo do tempo e sem o ajuste de modelos, gerando contradições na literatura. De acordo com Capucho et al. (2013) as perdas devido a ferrugem não foram conclusivamente determinados para o café arábica. Baseado nessa ausência de informações coerentes foram reunidos dados coletados de experimentos realizados ao longo de quatro safras consecutivas e com repetições para quantificar as perdas de produtividade para a cultura do cafeeiro.

Perdas são definidas como a redução em retorno econômico por unidade de área devido à ação de fitopatógenos ou pragas (SAVARY et al., 2006a). As perdas oriundas de pragas e doenças são uma ameaça à renda, à segurança alimentar em todo o mundo (SAVARY; WILLOCQUET, 2014; AVELINO et al., 2015) e também a sustentabilidade ambiental e social no campo procurando a permanência das famílias no campo. As doenças são responsáveis por perdas de 10% da produção mundial de alimentos, representando uma séria ameaça à segurança alimentar da população (FAO, 2000).

Apesar da importância da informação sobre perdas de produtividade, não obstante aos esforços para quantificá-las, a análise das suas causas têm sido insuficiente (SAVARY; WILLOCQUET, 2014; OERKE, 2006; SAVARY et al., 2006a; CHEATHAM et al., 2009). Embora os experimentos de campo sejam mais difíceis de conduzir quando comparados com experimentos em salas de crescimento ou em casas de vegetação, eles são o único método disponível para estudar o efeito da doença em condições de cultivo de campo (JAMES, 1974). Segundo esse autor, os experimentos de campo devem ser conduzidos em áreas onde a cultura é importante, por um período mínimo de 3 anos usando as principais cultivares.

A quantificação das perdas em culturas perenes, caso do cafeeiro, é particularmente complexa, devido ao padrão típico de produção bienal nessa cultura, caracterizado por alternância de ciclos anuais de baixa e alta produção (DAMATTA et al., 2007; SMITH; SAMACH, 2013). Sendo assim, a quantificação confiável de perdas de rendimento é um desafio e requer métodos confiáveis (SAVARY; WILLOCQUET, 2014; COOKE, 2006).

Na literatura, diversos modelos têm sido utilizados para descrever a relação entre incidência ou severidade da doença e a produtividade, considerando única ou várias fases de crescimento e desenvolvimento da planta para culturas anuais. Esses não são apenas úteis, mas essenciais para reduzir e gerenciar grandes quantidades de dados coletados sobre perdas

de rendimentos ocasionados por fitopatógenos nas culturas agrícolas, modelos como ponto crítico, múltiplos pontos, integral e não-linear exponencial podem ser utilizados para quantificar perdas (CAMPBELL; MADDEN, 1990). Entretanto, esses modelos podem nem sempre ser transportáveis para a previsão de perdas em outras localidades e safras agrícolas (BERGAMIN FILHO; AMORIM, 1996).

Apesar dos esforços para estimar as perdas de produtividade o qual aumentaram nas últimas décadas, a maioria concentrou-se em lavouras anuais (CERDAS et al., 2017). Em culturas perenes, como o cafeeiro, poucos estudos foram executados.

Diante do exposto, o trabalho teve como objetivo estudar o ajuste de modelos linear e não lineares de perdas de produtividade do cafeeiro relacionada à ferrugem.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 A ferrugem do cafeeiro

O café é uma das “commodities” agrícolas mais valiosas do mundo (ICO, 2014). No entanto as cultivares mais produtivas são suscetíveis à ferrugem do cafeeiro (*Hemileia vastatrix* Berkeley & Broome), doença de maior importância na cafeicultura, responsável por perdas na produtividade nas principais regiões produtoras brasileiras (STAPLES, 2000; SILVA et al., 2006; POZZA et al., 2010; BARBOSA et al., 2010; BRITO et al., 2010; GHINI et al., 2011; CARVALHO et al., 2017; TALHINHAS et al., 2017).

O sintoma inicial da doença caracteriza-se por pequenos pontos circulares de cor amarelo alaranjada, mas visíveis contra a luz, de difícil diagnóstico, devido à semelhança com outras doenças e deficiências nutricionais. Em seguida, aumentam de tamanho e uma massa de aspecto pulverulento, na face abaxial das folhas, pode ser observada. Em estádios mais avançados, em razão da alta severidade da doença, após a reprodução ou esporulação do patógeno, algumas partes do tecido foliar são destruídas e necrosadas (POZZA et al., 2010). De acordo com Pinto et al. (2002) os primeiros sinais da doença, de acordo com a curva de progresso da doença, ocorrem entre dezembro a janeiro. Em seguida, ocorre aumento da taxa de progresso da doença, nos meses de março e abril, assumindo crescimento exponencial. Finalmente, nos meses de junho ou julho, geralmente após a colheita, observa-se a maior intensidade da doença ao longo do ano, com queda acentuada de folhas, reduzindo o enfolhamento.

2.2 Perdas: importância, conceito e definições

A quantificação de perdas causadas 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 utilizado (ZADOKS; SCHEIN, 1979). Os estudos de perdas de produtividade podem fornecer informações a diferentes setores da sociedade, com os respectivos interesses. Setores, como grupo de pesquisadores onde buscam entender a relação entre a ocorrência da doença e as perdas causadas; instituições públicas e privadas prestadoras de serviços de extensão aos agricultores, além de agricultores (TENG, 1987).

De acordo com Campbell; Madden (1990) quantificar as perdas causadas por doenças de plantas é essencial para avaliar a eficácia e viabilidade econômica das estratégias de controle de doenças e pragas. Podendo servir como um guia para a definição de prioridades de pesquisa para culturas específicas e como base de informações para decisões de políticas públicas em todas as esferas governamentais.

Diante disso, qualquer sintoma visível ou desvio observável na cultura causado por um fitopatógeno ou praga nociva em que ocasiona um dano é chamado de injúria. O dano é definido devido a qualquer redução na quantidade ou qualidade da produção de uma safra, como resultado de uma injúria (NUTTER et al., 1993). Enquanto, perdas é a redução em retorno econômico por unidade de área devido à ação de fitopatógenos (SAVARY et al., 2006a).

2.3 Perdas: quantificação e ajuste de modelos

A quantificação das perdas da produtividade causadas por patógenos foliares e de solos ganharam importância ao longo do último meio século (DIXON; TILSTON, 2010). Em 1971, os modelos de perdas da produtividade foram definidos como métodos matemáticos usados para descrever a relação entre a redução da produtividade e a intensidade da doença (CHIARAPPA, 1971). O desenvolvimento de métodos confiáveis para estimar perdas de produtividade foi proposto por James (1974). Esse autor propôs que a localização, tamanho das parcelas dos experimentos em campo são fatores que afetam a precisão das estimativas de perdas de produtividade. Os métodos descritos por Chiarappa (1971) e James (1974) produziram relações quantitativas entre a redução da produtividade e a intensidade da doença em plantas (DIXON; TILSTON, 2010).

2.3.1 Quantificação

A necessidade de informações confiáveis para medir a doença e o rendimento não pode ser subestimada. A quantificação do crescimento do hospedeiro ou o estágio de crescimento e a avaliação da intensidade da doença com o grau de exatidão e precisão devem ser bem elucidados (SAVARY; WILLOCQUET, 2014; COOKE, 2006; CAMPBELL; MADDEN, 1990).

Para obter quantificações confiáveis além do tipo de experimento de campo é mais viável para poder realizar o desenvolvimento de modelos de perdas de produtividade,

Campbell; Madden (1990) estabeleceram quatro tipos de experimentos, tais como: o método da planta única ou perfilho, o método de parcelas em campo, o método da microplaca e o método sinótico.

Neste trabalho, os experimentos foram implantados por meio do método de parcelas em campo em quatro anos-safra consecutivos, e todas as plantas avaliadas. Nos experimentos, foram aplicados fungicidas, isolados ou em associação, em diferentes concentrações a fim de estabelecer níveis de intensidade da doença. Segundo, Campbell; Madden (1990), estudos de perdas de produtividade amplamente difundidos usam dados obtidos por meio do método de parcelas em campo, e experimentos semelhantes devem ser conduzidos ao longo de um período de três anos ou mais em áreas onde a cultura é importante.

A quantificação de perdas pode ser feita por duas maneiras. A primeira é de forma empírica, dos quais os experimentos no campo são realizados e se obtém a relação da intensidade da doença com a produtividade. Embora muito trabalhosa, é a forma mais simples e direta de quantificação de perdas. No entanto os dados são escassos na literatura (SAVARY; WILLOCQUET, 2014). A segunda forma é por meio de modelos mecânicos de simulação, com o emprego de modelos agrofisiológicos de crescimento de hospedeiro sadio em conjunto com os relacionados aos mecanismos de perdas ocasionadas por patógenos (SAVARY et al., 2006a).

Na literatura, alguns autores mencionam perdas de produtividade em plantas cultivadas é devido à redução do rendimento da cultura, definida tanto em termos de quantidade e qualidade, podendo ocorrer no campo ou no armazenamento devido a fatores bióticos e abióticos (OERKE, 2006; SAVARY et al., 2006a). Para outros, a perda de produção também inclui a diminuição do valor e retorno financeiro da safra (NUTTER et al., 1993). Além disso, as perdas de colheitas compreendem perdas primárias e secundárias.

As perdas de culturas primárias são aquelas causadas no ano específico onde ocorrem lesões por pragas e doenças; as perdas secundárias de culturas são aquelas resultantes de impactos negativos de pragas e doenças do ano anterior (ZADOKS; SCHEIN, 1979). Em cultivos anuais, o acúmulo de inóculo fitopatogênico no solo ou em sementes remanescentes do ano anterior, pode causar perdas secundárias. Estas perdas, no entanto, podem ser evitadas através da implementação de rotações de culturas ou tratamentos químicos. Em culturas perenes, a desfolha prematura ou a morte de caules e galhos causados por lesões foliares levam à perda de vigor e diminuição da produção (perdas secundárias) nos anos subsequentes

(CERDAS et al., 2017). Neste caso, essas perdas secundárias não podem ser evitadas, uma vez provenientes de plantas já danificadas (ZADOKS; SCHEIN, 1979).

A quantificação de doença, normalmente expressa em incidência ou severidade para doenças foliares, é importante para estabelecer o nível de dano ocorrido na produção do cafeeiro. Apesar de diversos modelos terem sido utilizados para descrever a relação entre severidade da doença e a produtividade, considerando uma única ou várias fases de desenvolvimento da planta. Modelos integrais geralmente relacionam os dados de produção com a área abaixo da curva de progresso da doença (AACPD). Entretanto, esses modelos nem sempre são transportáveis para previsão de danos em outros locais e safras agrícolas (BERGAMIM FILHO; AMORIM, 1996).

A relação entre severidade da doença e produtividade é comumente resumida a modelos empíricos o qual descrevem o desempenho médio da cultura na presença do patógeno. Entretanto, seu uso é normalmente limitado às condições específicas nas quais foi desenvolvido e qualquer mudança no sistema de produção invalida essa relação. A alternativa é basear a relação em uma análise epidemiológica da população do patógeno e no conceito fisiológico de crescimento e desenvolvimento do hospedeiro (GAUNT, 1995).

2.3.2 Ajuste de modelos

A utilização de modelos matemáticos no campo da ciência tem as mais diferentes finalidades. Por definição, um modelo matemático é uma simplificação de um problema real com a finalidade de representar premissas, oriundo de processos experimentais ou lógicos, a fim de representá-lo e explicá-lo de forma satisfatória, utilizando conceito matemático e de outros campos da ciência (BENDER, 1978).

Na fitopatologia, diversos são os modelos epidemiológicos utilizados para explicar como a população de determinados fitopatógenos se desenvolvem e evoluem ao longo do tempo a partir de variáveis biológicas, geralmente relacionadas ao patógeno e hospedeiro, associando, em muitos casos, variáveis climáticas, principalmente.

Modelos matemáticos podem ser classificados seguindo diversos critérios, entre os mais importantes estão à natureza das variáveis e a dependência com a variável tempo.

Em relação à natureza das variáveis, um modelo pode ser definido como determinístico ou estocástico. Quando há uma associação de um valor fixo de entrada para a variável, e dessa forma, não leva em consideração a variabilidade, o modelo é determinístico.

Caso as variáveis apresentem valores aleatórios e possam ser representados por funções de distribuição de probabilidade associada às mesmas, o modelo é classificado como estocástico (BENDER, 1978).

Modelos de perdas de rendimento desempenham um papel muito importante no desenvolvimento de dados sobre doenças para avaliação do impacto da doença (YANG et al., 1991).

2.4 Modelos de regressão

A regressão é amplamente utilizada em várias áreas do conhecimento como agricultura, economia, engenharia, entre outras. Permitindo o conhecimento dos efeitos da influência exercida de algumas variáveis, ou parecem exercer, sobre outras e assim relacioná-las por meio de uma expressão matemática, a qual pode ser útil para estimar o valor de uma das variáveis quando conhecemos os valores das outras sob determinadas condições (HOFFMANN, 2016).

Assim, a análise de regressão se baseia na procura de uma relação entre as variáveis X e Y , ou seja, uma função de X para explicar Y , a qual pode ser representada genericamente por meio da Equação 1 (HOFFMANN, 2016):

$$y = f(x_1, x_2, \dots, x_i) \quad (1)$$

Em que:

y = Representa a variável dependente ou resposta;

x_i ($i= 1, 2, \dots, n$) = Representam as variáveis independentes ou regressoras.

Nesse sentido, os modelos de regressão podem ser classificados de acordo com Draper; Smith (1998) como:

- Modelos lineares: são aqueles lineares em seus parâmetros, ou seja, a derivada parcial em relação a qualquer parâmetro não depende de nenhum dos parâmetros do modelo;
- Modelos não lineares: são aqueles não lineares em seus parâmetros, ou seja, uma das derivadas parciais em relação a qualquer parâmetro depende de algum parâmetro do modelo e não existe transformação capaz de torná-los lineares;

- Modelos linearizáveis: são modelos não lineares em sua forma inicial, mas podem se tornar lineares por meio de uma transformação apropriada em sua variável dependente e/ou independente.

2.4.1 Modelos lineares e epidemiológicos

Um modelo de regressão linear é uma ferramenta estatística caracterizada para descrever a variação onde ocorre em uma variável aleatória Y , denominada variável dependente ou resposta, em função de um conjunto de outras variáveis denominadas variáveis independentes ou covariáveis X , mais uma componente aleatória, \mathcal{E} (DRAPER; SMITH, 1998).

Quando o modelo apresenta apenas uma covariável ele é denominado modelo de regressão simples, e quando apresenta duas ou mais variáveis independentes, o modelo é chamado de modelo de regressão múltipla (DRAPER; SMITH, 1998).

Modelos epidemiológicos são caracterizados por apresentarem uma plotagem da proporção de uma determinada doença em relação ao tempo. Nesse contexto é possível realizar diversos estudos com análise de crescimento de uma determinada população de fungos fitopatogênicos, previsão de níveis futuros de determinada epidemia e estudos de processo epidêmico (AMORIM; BERGAMIN FILHO, 2018).

Os fitopatologistas usualmente analisam as relações entre intensidade da doença e dano utilizando modelos de ponto crítico, múltiplos pontos, integrais, de superfície de respostas e modelos sincológicos (JAMES; TENG, 1979). Desses, os três primeiros ainda são os mais importantes. Independente do modelo utilizado, o objetivo final é obter uma relação entre variáveis dependente (produtividade ou dano) e independente (doença) (TENG, 1985).

A seguir, estão descritos de forma resumida os principais modelos epidemiológicos utilizados para descrever as perdas de produtividade ocasionadas por doenças de ocorrência em plantas (CAMPBELL; MADDEN, 1990).

2.4.1.1 Modelo de ponto crítico

O modelo de ponto crítico (PC) é o mais simples dos modelos e talvez por isso mesmo o mais utilizado na fitopatologia. Este modelo relaciona a perda de rendimento à intensidade

da doença em um momento específico durante o período de crescimento ou em um estágio específico de crescimento do hospedeiro. Ele pode ser definido como se segue na Equação 2.

$$y = b_0 + b_1x \quad (2)$$

Onde:

y = Produtividade;

x = Intensidade (incidência ou severidade) da doença;

b_0 e b_1 = Parâmetros da equação.

O pressuposto do modelo de ponto crítico consiste em um ponto “crítico” da relação patógeno-hospedeiro-tempo, quando a cultura é mais sensível à ocorrência de fatores limitantes a produção (JESUS JÚNIOR et al., 2004).

No modelo de ponto crítico, é possível identificar um determinado estágio de desenvolvimento, no qual a intensidade de doença presente está correlacionada com o dano futuro (BERGAMIN FILHO; AMORIM, 1996; JESUS JUNIOR et al., 2004). Além do mais este modelo tem sido indicado para epidemias de curta duração, onde ocorrem no final do ciclo da cultura (JAMES, 1974).

Como exemplo da utilização desse modelo, Garcés-Fiallos (2011) ao estimar perdas causadas por mela na cultura do feijoeiro, observou redução de 70% na produtividade com um coeficiente de determinação (R^2) de 0,82. No entanto, Araújo et al. (2006) trabalhando com o patossistema *Rhizoctonia solani* x *Oriza sativa* obtiveram valores de coeficientes de determinação (R^2) de 0,97 a 0,99 no ajuste de modelo de ponto crítico, registrando perdas de 0,83, 10,94 e 32,75% para comprimento de panícula, porcentagem de espiguetas vazias e massa de grãos, respectivamente.

2.4.1.2 Modelo de pontos múltiplos

O modelo de múltiplos pontos relaciona a perda de rendimento decorrente a doenças em várias ocasiões durante o ciclo da cultura. Este modelo é mais aplicável quando comparado com o modelo de ponto crítico em situações onde o acúmulo de rendimento ocorre durante um período relativamente longo ou a taxa de progresso da doença é altamente variável. A perda de rendimento é então relacionada à intensidade da doença observada em

vários momentos de avaliação da incidência ou severidade da doença (CAMPBELL; MADDEN, 1990).

O modelo de múltiplos pontos pode ser definido como demonstrado na Equação 3.

$$y = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_nx_n \quad (3)$$

Sendo:

y = Produtividade;

$x_1, x_2 + \dots x_n$ = Intensidade (incidência ou severidade) da doença;

$b_0, b_1, b_2 + \dots b_n$ = São os parâmetros da equação.

Esse modelo apresenta melhores resultados em relação ao modelo de ponto crítico quando o patossistema estudado tem alta variabilidade da taxa de infecção, ou na forma da curva de progresso da doença, quando a epidemia ocorre no início do desenvolvimento da cultura e quando esta precisa de longo período para acumular a produção (JAMES, 1974). De maneira geral, este modelo é indicado para epidemias de longa duração. O uso de vários pontos não implica ausência de maior correlação em um ponto específico da interação patógeno-hospedeiro-dano (JESUS JUNIOR et al., 2004).

E por meio do modelo citado acima. Buscando determinar perdas na produtividade no patossistema *Pyricularia grisea* x *Oriza sativa* e estabelecer as relações entre a severidade da doença e alguns componentes de produtividade em condições naturais de infecção no campo, PRABHU et al. (2003) por meio do ajuste de modelo de pontos múltiplos observaram perdas de produtividade de 59,6% com coeficiente de determinação (R^2) de 0,61.

2.4.1.3 Modelo integral ou área abaixo da curva de progresso da doença

A estimativa da perda de rendimento foi proposta pela primeira vez por Vanderplank em 1963 (CAMPBELL; MADDEN, 1990). O modelo integral ou área abaixo da curva de progresso da doença foi demonstrada para a ferrugem do trigo. O modelo integral relaciona a perda a alguma medida da doença derivada pela soma das intensidades da doença durante um período específico do crescimento ou desenvolvimento da cultura (CAMPBELL; MADDEN, 1990). Na prática, esse modelo se equivale à função de dano, sendo a produtividade ou dano é

relacionada com a área abaixo da curva de progresso da doença (AACPD). O modelo pode ser descrito na Equação 4, como:

$$y = b_0 + b_1x \quad (4)$$

Onde:

y = Produtividade;

b_0 e b_1 = Parâmetros da equação;

x = Área abaixo da curva de progresso da doença.

Esse modelo apresenta características comuns aos modelos de ponto crítico e de múltiplos pontos. Assemelha-se ao ponto crítico por apresentar regressão em função de um único ponto; e ao múltiplo ponto porque AACPD é o somatório dos dados coletados em mais de um ponto da relação patógeno-hospedeiro, conferindo assim ao modelo, maior consistência epidemiológica.

Com o intuito em desenvolver modelos de perdas de produtividades por meio desse modelo, Yang et al. (1991), estudando o patossistema *Phakopsora pachyrhizi* x soja, em experimentos com cinco cultivares observaram no estágio R4 para o R7 redução de 40 a 80% na produtividade com o ajuste de modelo integral e coeficientes de determinação (R^2) superior a 0,62. Gilio et al. (2017) analisaram perdas de produtividade no patossistema *Ramularia areola* x algodão em cultivares resistentes e suscetíveis ao patógeno, observaram alta relação entre a área abaixo da curva de progresso da doença e a produtividade e assim registrando perdas de 36,83% e com coeficiente de determinação (R^2) de 0,98.

2.4.2 Modelo não linear exponencial

Perdas ocasionadas por doenças de plantas às vezes leva pesquisadores a usar ou desenvolver modelos não lineares para perdas de produtividade. Uma vantagem desse modelo não linear pode ser a variabilidade na forma da curva que relaciona o rendimento ao descrever a doença (CAMPBELL; MADDEN, 1990).

O modelo não linear pode ser usado para descrever variáveis físicas e sistemas biológicos. Esse modelo utiliza parâmetros de interpretações práticas, o qual contribui para o uso frequente nas diversas áreas do conhecimento (DRAPER; SMITH, 1998).

Um dos modelos não linear utilizados para explicar as perdas de produtividade é o modelo exponencial (Equação 5) cujo modelo é comumente usado para a modelagem de dados onde apresentam um comportamento exponencial de crescimento ou de decaimento, e expresso por:

$$y = \alpha e^{kx} \quad (5)$$

Sendo:

y = Variável resposta;

α e k = São os parâmetros do modelo;

x = Variável explicativa.

A função exponencial serve para modelar fenômenos onde as taxas de crescimento ou decrescimento das variáveis de estado positivas são funções das próprias variáveis. As funções de crescimento ou decrescimento são modelos advindos da proposição formulada onde consiste a variação de y é proporcional a y , isto é, a variação de uma grandeza é proporcional a si mesma no decorrer do tempo (BASSANEZI, 2015).

E como exemplo da aplicação desse modelo, Leite et al. (2006) analisando as relações de variáveis de doença e área foliar com o rendimento no patossistema *Alternaria helianthi* x girassol. Esses autores verificaram em plantas com severidade maior de 10% na fase de desenvolvimento R3 a produtividade foi inferior a 500 kg ha⁻¹, em três safras, independentemente da época de semeadura. Bassanezi et al. (2011), caracterizando as perdas de produtividade devido ao huanglongbing para diferentes cultivares de laranja doce, observaram perdas de até 80% em plantas com 100% de sintomas devido a doença, apesar do coeficiente de determinação (R^2) terem sido baixos entre 0,10 e 0,44 para as quatro cultivares analisadas.

2.5 Estudo de perdas devido à ferrugem do cafeeiro

Poucos são trabalhos encontrados na literatura sobre avaliação de perdas de produtividade para a cultura do café. Barbosa et al. (2004) verificaram em lavouras bem conduzidas de café (*C. arabica* L.) a produtividade foi comprometida por níveis populacionais de *Meloidogyne exigua* a partir de três nematóides no segundo estágio juvenil

(J2) em 100 cm³ de solo, atribuindo perdas de 13 a 45% na produtividade. Essas perdas de produtividade foram obtidas por meio do ajuste de regressão linear cúbica com coeficiente de determinação (R^2) de 0,98.

Ao quantificar perdas de produtividade devido a queima de folhas do café (*C. arabica* L.) causado por *Xylella fastidiosa* em três safras analisadas, Rocha et al. (2010) observaram redução na produtividade com aumento de 1% na severidade da doença, ocorreu diminuição de 1,22, 1,34 e 2,02 de sacos de 60 kg ha⁻¹ em 2006, 2007 e 2008, respectivamente. No ajuste do modelo de perdas, os dados observados não atenderam os pressupostos para o teste de normalidade, assim, o ajuste do modelo de regressão linear foi calculado para cada ano separado e o coeficiente de determinação (R^2) foram baixos entre 0,49 e 0,55.

Avaliando o efeito de fontes nutricionais orgânicas no progresso da cercosporiose e da ferrugem do café (*C. arabica* L.), Santos et al. (2008) observaram perdas na produtividade de 15 e 19 sacas de 60 kg ha⁻¹ entre os tratamentos analisados em dois anos consecutivos. Essa estimativa de perdas foi obtida entre a testemunha e o melhor tratamento, sem o devido ajuste de modelos de perdas de produtividade.

Em *C. canephora*, Capucho et al. (2013) avaliaram novas estratégias para o controle químico via solo para ferrugem em *C. canephora* cv. *conilon* e estimar as perdas após o tratamento. Esses autores observaram nesse cultivar analisado, 47% de perdas de produtividade se medidas não forem implementadas para o controle. No entanto, esses autores estimaram essas perdas relacionando a incidência da doença com a produtividade, sem a utilização de modelos de perdas de produtividade sugeridos por Campbell; Madden (1990).

Com o surto severo da ferrugem do cafeeiro combinado com o manejo ineficiente dos cafezais, que assolou os países da América Central, em particular Nicarágua, Equador, El Salvador, Panamá e Honduras. Avelino et al (2015) estimaram perdas de produtividade entre 30 a 90% quando compararam com a safra anterior a epidemia e sem o ajuste de modelos de perdas.

Diante disso, e de acordo com Capucho et al. (2013), não existem estudos na literatura referente a perdas de produtividade devido à ferrugem do cafeeiro com a utilização de modelos de perdas a fim de quantificar perdas de produtividade confiáveis em *C. arabica* no Brasil. E até o presente momento, o nosso estudo é o primeiro a quantificar as perdas de produtividade no patossistema *H. vastatrix* x *C. arabica*.

3 MATERIAL E MÉTODOS

3.1 Coleta de dados: Avaliação da ferrugem e da produção

Os experimentos, total de 19, foram conduzidos em dois locais do município de Lavras-MG. No campus da Universidade Federal de Lavras, altura de 948 m, latitude de 21° 09' 51''S e longitude 44° 58' 30''W e na Fazenda Limeira, altura de 988 m, latitude 21° 09' 59''S e longitude 44° 58' 50''W. Foram conduzidos em quatro safras consecutivas, 2014/2015, 2015/2016, 2016/2017 e 2017/2018 e avaliados entre os meses de outubro a julho. Procurando agregar a variabilidade climática (POZZA; ALVES, 2008) e também a bienalidade do cafeeiro (DAMATTA et al., 2007, SANTOS et al., 2008). A cultivar de cafeeiro (*Coffea arabica* L.) foi Catuaí, de frutos vermelhos, com idade entre 05 e 08 anos, suscetível à ferrugem, no espaçamento de 3,8 m entre linhas e 0,6 m entre plantas. O experimento foi conduzido segundo as recomendações para a cultura, sendo realizado o controle de plantas daninhas e pragas conforme nível de controle. O manejo da fertilidade do solo e da nutrição da cultura foi executado com base nos resultados da análise química do solo, aplicando-se corretivos e fertilizantes na projeção da copa das plantas de acordo com Alvarez V; Ribeiro (1999) e Alvarez V. et al. (1999).

3.2 Delineamento experimental

Todos os experimentos foram implantados no delineamento experimental em blocos casualizados (DBC) com quatro repetições, variando o número de tratamentos entre 5 e 16, para obter diferentes níveis de incidência da ferrugem. A parcela tinha dez plantas, sendo as seis centrais consideradas úteis para as avaliações.

3.3 Tratamentos e produtos utilizados

Para estabelecer diferentes níveis de intensidade da doença foram utilizados como tratamentos, formulações de fungicidas, isolados ou em associação, em diferentes concentrações (Quadro 1), além da testemunha absoluta. Essas combinações possibilitaram diferentes níveis de intensidade da doença. As pulverizações ocorreram com a utilização de pulverizador costal motorizado, com volume de calda de 400 L ha⁻¹.

Quadro 1 - Fungicidas isolados ou em associação, em diferentes doses, utilizados nos experimentos nas safras 2014/2015, 2015/2016, 2016/2017 e 2017/2018.

Princípio ativo	Grupo químico	Modo de ação	Formulação	Dose
Tifluzamida	Carboxanilida	Sistêmico	SC	0,8 L ha ⁻¹
Epoxiconazol + Piraclostrobrina	Triazol + Estrobilurina	Sistêmico + Protetor Mesostêmico	SE	1,5 L ha ⁻¹
Ciproconazol + Azoxistrobrina	Triazol + Estrobilurina	Sistêmico + Protetor Mesostêmico	SC	0,5 L ha ⁻¹
Miclobutanil + Tiofanato metílico	Benzimidazol + Triazol	Sistêmicos	EC + WP	0,7 L ha ⁻¹ + 1,0 kg ha ⁻¹
Miclobutanil + Piraclostrobrina	Benzimidazol + Estrobilurina	Sistêmicos+ Protetor Mesostêmico	EC	0,7 L ha ⁻¹ + 0,6 L ha ⁻¹
Miclobutanil + Ciproconazol + Azoxistrobrina	Benzimidazol + Triazol + Estrobilurina	Sistêmicos + Protetor Mesostêmico	EC + SC	0,7 L ha ⁻¹ + 0,5 L ha ⁻¹
Epoxiconazol + Piraclostrobrina + Hidróxido de cobre	Triazol + Estrobilurina+ Inorgânico	Sistêmico + Protetor Mesostêmico + Contato	SE + WG	1,5 L ha ⁻¹ + 1,7 kg ha ⁻¹
Ciproconazol + Azoxistrobrina + Hidróxido de cobre	Triazol + Estrobilurina+ Inorgânico	Sistêmico + Protetor Mesostêmico + Contato	SC + WG	0,5 L ha ⁻¹ + 1,7 kg ha ⁻¹
Mancozebe	Ditiocarbamato	Contato	WP	4,0 kg ha ⁻¹
Flutriafol	Triazol	Sistêmico	SC	2,0 L ha ⁻¹
Ciproconazol	Triazol	Sistêmico	WG	0,5 a 0,7 kg ha ⁻¹
Triadimenol	Triazol	Sistêmico	SC	3,0 L ha ⁻¹
Flutriafol	Triazol	Sistêmico	SC	2,0 a 3,0 L ha ⁻¹
Epoxiconazol + Crezoxim-metílico	Triazol + Estrobilurina	Sistêmico+ Protetor Mesostêmico	SC	0,6 L ha ⁻¹
Iprodiona	Dicarboximida	Contato	SC	1,0 L ha ⁻¹
Iprodiona + Flutriafol + Azoxistrobrina	Dicarboximida + Triazol + Estrobilurina	Contato + Sistêmico + Protetor Mesostêmico	SC	1,0 L ha ⁻¹ + 0,8 L ha ⁻¹
Iprodiona + Flutriafol + Tiofanato metílico	Dicarboximida + Triazol + Benzimidazol	Contato + Sistêmicos	SC	1,0 L ha ⁻¹ + 1,0 L ha ⁻¹
Boscalida	Anilida	Sistêmico	WG	0,15 kg ha ⁻¹
Boscalida + Piraclostrobrina	Anilida + Estrobilurina	Sistêmico + Protetor Mesostêmico	WG + EC	0,15 hg ha ⁻¹ + 0,6 L ha ⁻¹
Tebuconazol + Azoxistrobrina	Triazol + Estrobilurina	Sistêmico + Protetor Mesostêmico	SC	0,75 L ha ⁻¹
Tebuconazo + Trifloxistrobrina	Triazol + Estrobilurina	Sistêmico + Protetor Mesostêmico	SC	0,75 L ha ⁻¹
Azoxistrobrina + Benzovindiflupir	Estrobilurina + Carboxamida	Protetor Mesostêmico + Contato	WG	0,4 Kg ha ⁻¹
Azoxistrobrina	Estrobilurina	Protetor Mesostêmico	WG	0,1 kg ha ⁻¹
Ciproconazol + Trifloxistrobrina	Triazol + Estrobilurina	Sistêmico + Protetor Mesostêmico	SC	0,4 L ha ⁻¹
Ciproconazol + Picoxistrobrina	Triazol + Estrobilurina	Sistêmico + Protetor Mesostêmico	SC	0,5 L ha ⁻¹
Azoxistrobrina + Mancozebe + Tebuconazol	Estrobilurina + Ditiocarbamato + Triazol	Protetor Mesostêmico + Contato+ Sistêmico	WG + EC	1,5 kg ha ⁻¹ + 1,0 L ha ⁻¹
Flutriafol	Triazol	Sistêmico	SC	1,5 L ha ⁻¹

Fonte: Do autor (2018).

3.4 Avaliação da incidência da ferrugem do cafeeiro em folhas

Foram avaliadas, mensalmente, a incidência da ferrugem do cafeeiro no período entre os meses de dezembro a maio, devido ao crescimento exponencial da doença ocorrer entre esses meses (SALGADO et al., 2007; PINTO et al., 2002). As avaliações aconteceram de modo aleatório por método não-destrutivo em seis ramos plagiotrópicos por planta, três ramos de cada lado da linha de plantio, no terço médio das plantas. Em cada ramo foi avaliado o terceiro ou quarto pares, com 12 folhas amostradas por planta, em seis plantas, totalizando 72 folhas por parcela. A incidência da ferrugem foi determinada pela porcentagem do número de folhas com lesão em relação ao número de folhas avaliadas. Sendo obtida por meio da seguinte equação (CAMPBELL; MADDEN, 1990):

$$I(\%) = \left(\frac{NFD}{NTF} \right) * 100 \quad (6)$$

Sendo:

I (%) = Incidência da ferrugem no cafeeiro;

NFD = Número de folhas lesionadas;

NTF = Número total de folhas amostradas no hospedeiro.

3.5 Avaliação do enfolhamento dos cafeeiros

Concomitante à avaliação da doença, também foi avaliado o enfolhamento das plantas de café das parcelas, de acordo com a escala diagramática preconizada por Boldini (2001), estabelecendo notas de 01 a 05, de acordo com a porcentagem de enfolhamento das plantas, sendo 1 (0 a 20% de enfolhamento); 2 (21 a 40%); 3 (41 a 60%); 4 (61 a 80%) e 5 (81 a 100%). Na análise dos dados foi retirada a avaliação da safra 2014/2015 para cumprir os pressupostos de normalidade da análise de variância.

3.6 Área abaixo da curva do progresso da doença e do enfolhamento (AACPD e AACPE)

Os dados das avaliações referentes à incidência da ferrugem nas folhas do cafeeiro, bem como do enfolhamento, obtidos durante o período de avaliações foram integralizados em área abaixo da curva de progresso para incidência da ferrugem (AACPDIF) e área abaixo da curva de progresso para o enfolhamento (AACPE), segundo a equação de Shaner; Finney (1977).

$$AACPD(E) = \sum_{i=1}^{n-1} \frac{(Y_i + Y_{i-1})}{2} * (T_{i-1} - T_i) \quad (7)$$

Assim, sendo:

AACPD(E) = Área abaixo da curva de progresso da doença ou do enfolhamento;

Y_i = Proporção da doença (enfolhamento) na i -ésima observação;

T_i = Tempo em dias na i -ésima observação;

n = Número total de observações.

A partir dos valores obtidos de incidência, de AACPDIF e AACPE, foram realizadas as análises estatísticas de variância e o ajuste de modelos de regressão linear integral, ponto crítico, múltiplos pontos e não linear exponencial, respectivamente.

3.7 Avaliação da produção dos cafeeiros nos anos-safra 2014/2015 a 2017/2018

A colheita das parcelas experimentais, em todos os experimentos, nos quatro anos agrícolas, foi realizada entre os meses de maio a julho de forma semi-mecanizada, sobre pano com uma derriçadeira manual. Teve início quando as plantas apresentavam aproximadamente 90% de frutos cereja. O peso (Kg) foi obtido em balança, por parcela. Posteriormente, realizada a conversão para sacas de 60 kg de café beneficiado ha^{-1} em cada parcela, utilizando a seguinte fórmula (BARBOSA JUNIOR et al., 2019):

$$P = QLP \frac{NP}{500} \quad (8)$$

Ou seja:

P = Produtividade em sacos de 60 kg ha⁻¹,

QLP = Quantidade de litros planta⁻¹,

NP = Número de plantas hectare⁻¹.

Considerando que 10 kg de café cereja equivalem a 2 kg de café beneficiado, ou seja, um rendimento em peso de 20% (CARVALHO et al., 2006).

3.8 Gráficos de médias e amplitudes da incidência da ferrugem e do enfolhamento do cafeeiro

Para observar o comportamento dos experimentos, foram construídos os gráficos de médias e da amplitude mínima e máxima dos valores da incidência da ferrugem e do enfolhamento. Foram utilizadas as observações dos meses de dezembro a maio, devido ao crescimento exponencial da doença ocorrer entre esses meses (SALGADO et al., 2007; PINTO et al., 2002). Para a incidência da ferrugem foi utilizado médias de quatro safras consecutivas, 2014/2015, 2015/2016, 2016/2017 e 2017/2018 de 19 experimentos. E para o enfolhamento do cafeeiro de três safras, 2015/2016, 2016/2017 e 2017/2018 de 18 experimentos, foi retirado da análise o experimento do ano-safra 2015/2015 para cumprir a análise de variância dos dados no teste de normalidade de Shapiro-Wilk ($p>0,05$).

3.9 Distribuição de frequência de classes

Após o ajuste dos modelos, foi calculada a distribuição de frequência por classes da incidência, área abaixo da curva de progresso da doença para a incidência da ferrugem (AACPDIF) e área abaixo da curva de progresso para o enfolhamento (AACPE), de acordo com as regras propostas por Vieira (2015). A quantidade de classes (k) foi obtida com a utilização da fórmula:

$$k = \sqrt{n} \quad (9)$$

Assim:

k = Quantidade de classes;

n = Número de observações.

3.10 Ajuste de modelos, estimativa de parâmetros das equações, comparação e seleção de modelos matemáticos para perdas

Os modelos lineares e não lineares utilizados foram o de Ponto Crítico, o de Pontos Múltiplos e o Integral, esse último utilizou a AACPDIF e a AACPE, como integrais da incidência e do enfolhamento ao longo do tempo, e por último o Exponencial. Foram escolhidos por serem amplamente utilizados para expressar perdas causadas por doenças (CAMPBELL; MADDEN, 1990).

Foram ajustados os modelos de regressão de ponto crítico, pontos múltiplos, integral e exponencial (Equações 10 a 13). Os ajustes foram realizados considerando apenas os meses com progresso regular da doença.

$$y = b_0 + b_1x \quad (\text{Ponto Crítico}) \quad (10)$$

$$y = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_nx_n \quad (\text{Pontos Múltiplos}) \quad (11)$$

$$y = b_0 + b_1(\text{AACPD}) \quad (\text{Integral}) \quad (12)$$

$$y = \alpha e^{kx} \quad (\text{Exponencial}) \quad (13)$$

Nesses modelos, onde:

y = Produtividade, em kg ha^{-1} ;

x = Intensidade da doença;

$b_0, b_1, b_2 + \dots + b_n$ = Parâmetros da equação.

Como padrão, na estimativa dos parâmetros do modelo linear foi empregado o método de mínimos quadrados ordinários, para minimizar a soma de quadrados dos resíduos (DRAPER; SMITH, 1998). E para o modelo não linear, a estimação dos parâmetros utilizados foi o algoritmo de convergência de Gauss-Newton ou método da linearização, pois consiste na utilização de uma expansão da série de Taylor, com o objetivo de aproximar da linearização (MAZUCHELI; ACHCAR, 2002).

Para avaliar a qualidade dos ajustes e identificar o modelo com a melhor descrição do padrão de perdas de produtividade do cafeeiro, utilizou-se o critério de informação de Akaike (AIC). O AIC é baseado na minimização da informação ou distância de Kullback-Leibler, sendo uma medida de proximidade entre o modelo ideal (perfeito) e o modelo candidato. Uma estimativa dessa distância é calculada pela seguinte equação:

$$AIC = -2 \ln(L(\theta)) + 2p \quad (14)$$

Sendo, assim :

$L(\theta)$ = Estimativa da função de máxima verossimilhança;

p = Número de parâmetros do modelo avaliado.

O modelo ajustado com o menor valor de AIC é considerado o mais próximo do ideal e, assim, o de melhor ajuste (AKAIKE, 1974).

3.11 Análise estatística

Para a análise estatística, as variáveis: incidência, enfolhamento, AACPDIF, AACPE e produtividade foram submetidas ao teste de normalidade de Shapiro-Wilk ($p > 0,05$) a fim de avaliar os pressupostos da análise de variância, entre eles a distribuição normal de resíduos. Após isso, foram realizadas análises de regressão para ajustar os modelos citados acima. Teste t dos parâmetros a 0,05% de significância foi realizado para os coeficientes dos modelos ajustados aos dados.

A estimação dos parâmetros dos modelos, análise de resíduos, verificação da qualidade do ajuste para a seleção dos modelos foram realizados utilizando-se o *software* estatístico “R” versão 3.4.3 de acesso livre (R Core Team, 2018) com a utilização dos pacotes *nlme*, *tidyverse*, *ggfortify*.

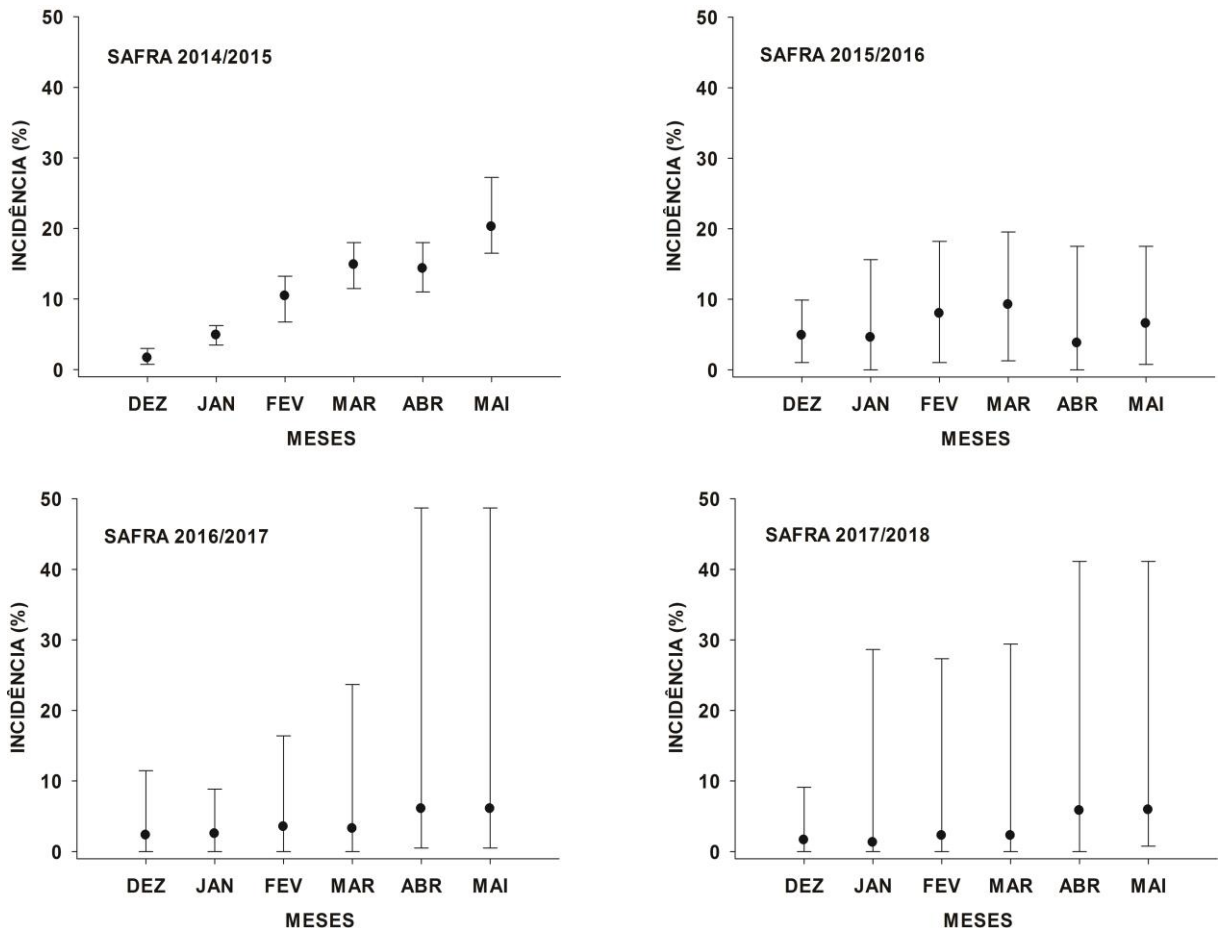
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Avaliação da incidência da ferrugem do cafeeiro em folhas

4.1.1 Gráficos de médias e amplitude da incidência da ferrugem

Visando observar o comportamento dos experimentos nos quatro anos-safra, foi obtida a média e a amplitude mínima e máxima da incidência da ferrugem dos experimentos analisados (Figura 1).

Figura 1 - Incidência média e amplitude mínima e máxima da ferrugem do cafeeiro em todos os experimentos, entre os meses de dezembro e maio dos anos-safra 2014/2015 a 2017/2018. Lavras 2018.



Fonte: Do autor (2018).

Foi observado na safra 2014/2015 aumento exponencial na incidência da doença em relação aos meses de dezembro a maio, com incidência da ferrugem acima de 10% nos meses de fevereiro a maio. Nos meses de pluviosidade, com posterior molhamento foliar, e

temperatura favoráveis ocorre à infecção e a colonização de folhas do cafeeiro, com aumento exponencial da doença, porém os sintomas são ainda pouco visíveis (MEIRA et al., 2008; PINTO et al., 2002; SILVA-ACUÑA et al., 1998, MONTOYA; CHAVES, 1974). O aumento da incidência dos sinais ocorre devido às condições ambientais adversas ou a falta de nutrientes, devido ao dreno do enchimento de grãos, para o patógeno continuar sua colonização e, embora não encontre água disponível para a sua germinação, o mesmo se reproduz esporulando para perpetuar sua espécie (SILVA et al., 2019). Ou seja, a maior esporulação ou visualização de sinais, será encontrada nos meses frios do ano e de menor pluviosidade (TALAMINI et al., 2003; PINTO et al., 2002). Para as demais safras de 2015/2016, 2016/2017 e 2017/2018 a incidência média da ferrugem não ultrapassou 10% para todos os meses observados. Esses valores incluem a média de vários tratamentos e somente uma testemunha, ou seja, houve controle na maioria das parcelas avaliadas e devido a isso a quantidade da doença foi inferior a 10% de incidência.

De acordo com os dados do acompanhamento da safra brasileira do café, 2014/2015 e 2016/2017 registraram baixa e 2015/2016 e 2017/2018 alta carga pendente (CONAB, 2018). No presente estudo, a safra 2014/2015 registrou maior incidência da ferrugem nos meses observados, mesmo sendo um ano-safra de baixa carga pendente, provavelmente devido a outros fatores, entre eles, o clima, a fertilidade do solo e a nutrição da planta (MIRANDA et al., 2006; CUNHA et al., 2004; CHALFOUN, et al., 2001).

Em relação aos anos de alta e baixa carga pendente, resultados diferentes foram encontrados por outros autores. Santos et al. (2008), observaram no ano de alta e baixa carga pendente valores de incidência da ferrugem de 45 e 35%, respectivamente, em razão do maior dreno de carboidratos e fotoassimilados para a formação dos frutos. Carvalho et al. (2001) trabalharam com diferentes níveis de produção de café, correlacionando os teores foliares de compostos fenólicos com a incidência da ferrugem. Esses autores observaram maior predisposição das plantas à ferrugem em razão da maior produção, promovendo, conseqüentemente, uma reação de defesa das plantas, com o aumento da concentração dessa substância. Já em outra lavoura, nos anos de 2004 e 2005, a doença não ultrapassou 26% e 8% de incidência, mesmo em condições ambientais favoráveis e anos de alta e baixa carga pendente, respectivamente (CUSTÓDIO et al., 2014). Ou seja, existe variabilidade independente da carga pendente, devido a fatores do ambiente, do patógeno e do hospedeiro (AGRIOS, 2005).

4.1.2 Distribuição de frequência de classes

Devido à alta variabilidade dos dados analisados, não apresentar distribuição normal ao teste de Shapiro-Wilk ($p > 0,05$), de modo consequente não atendendo o pressuposto de normalidade, foi realizada a categorização. O qual consiste em agrupar os dados em frequência de classes de ocorrência, a fim de fornecer a quantidade de dados em cada classe, para obter a média e a variância dos dados (VIEIRA, 2015; FERREIRA, 2009). Esses autores recomendam estabelecer um número de categorização entre 5 a 20 classes.

De um total de 157 observações, após a categorização dos dados, foi obtido 13 intervalos de classes (Quadro 2).

Quadro 2 - Distribuição de frequência por classes de médias de produção e área abaixo da curva de progresso da doença para a incidência da ferrugem (AACPDIF) nos procedimentos de ajuste dos modelos.

Intervalos de Classes	Ponto Médio de Classe	Média Produção	Variância Produção	Média AACPDIF	Variância AACPDIF	Número de Observações
0-100	50	51,75	1336,30	68,84	444,36	8
100-200	150	49,86	1341,67	141,64	955,54	26
200-300	250	32,43	1262,75	249,13	826,58	25
300-400	350	39,54	1538,85	340,46	660,05	19
400-500	450	32,99	1221,61	450,31	935,75	11
500-600	550	21,42	635,53	545,85	870,36	19
600-700	650	37,91	1460,32	658,57	664,33	6
700-800	750	33,06	1231,64	750,67	724,50	5
800-900	850	22,12	320,63	828,77	705,15	5
900-1100	1000	21,70	268,92	1021,93	3029,87	4
1100-2000	1550	18,68	303,05	1389,87	83453,44	10
2000-3000	2500	19,30	432,18	2103,02	1774,88	2
3000-5000	4000	0,16	0,44	3847,64	126327	17

Fonte: Do autor (2018).

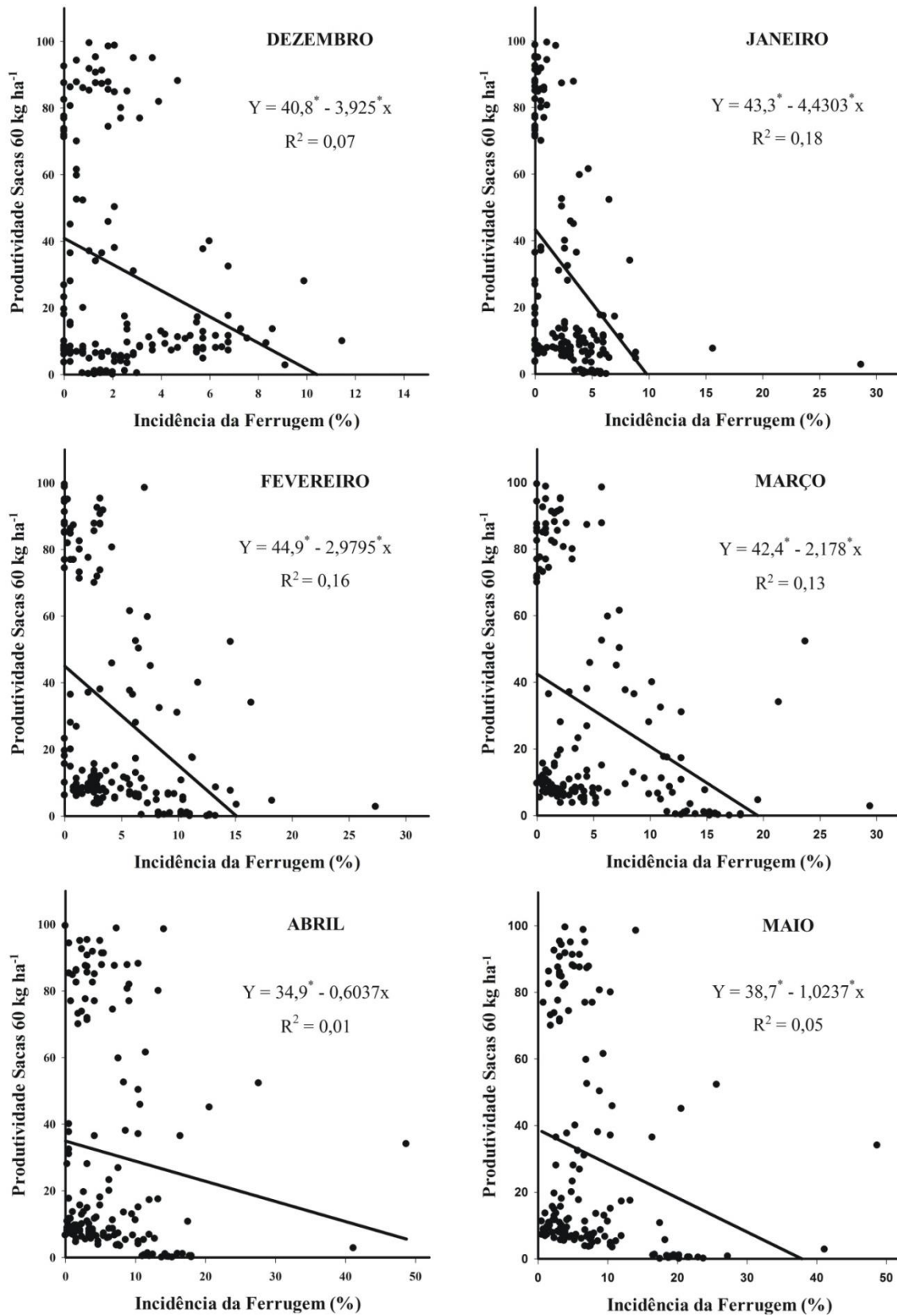
Após a categorização dos dados em classes, foi realizado o ajuste de modelos para quantificar as perdas da produtividade devido à ferrugem do cafeeiro.

4.1.3 Ajuste de modelos para a ferrugem do cafeeiro

4.1.3.1 Modelos de ponto crítico linear e não linear exponencial

O modelo de ponto crítico linear foi ajustado para os meses de dezembro a maio, pois nesses meses ocorrer maiores incidências da doença nas lavouras de café (PINTO et al., 2002; SALGADO et al., 2007). Porém, de acordo com o teste de Shapiro-Wilk ($p > 0,05$) o pressuposto de normalidade não foi atendido. O mês de janeiro apresentou o maior coeficiente de determinação (R^2) de 0,18 (Figura 2).

Figura 2 - Ajuste de modelo de ponto crítico linear para a produção em função da incidência da ferrugem (%) de dezembro a maio. Lavras, 2018.

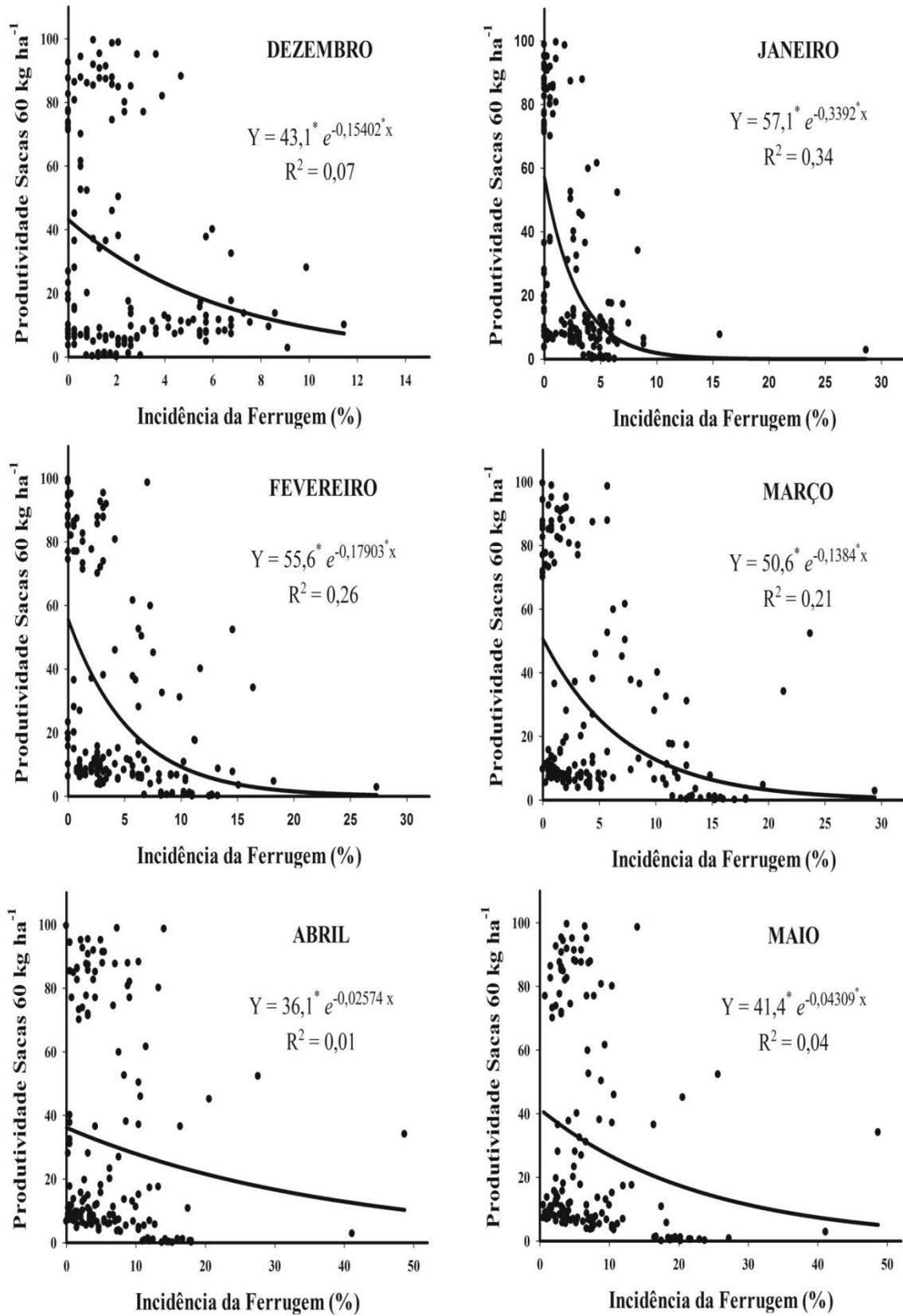


Fonte: Do autor (2018);

* Significativo teste t ($p < 0,05$).

Concomitante, foi realizado o ajuste de modelo de ponto crítico não linear exponencial para a produtividade em função da incidência da ferrugem (%) para os meses de dezembro a maio. Os resultados para o ajuste do modelo não foram satisfatórios (Figura 3). Seguindo a mesma tendência do modelo anterior, os meses analisados apresentaram coeficiente de determinação baixos, porém, o mês de janeiro apresentou o coeficiente de determinação (R^2) de 0,34.

Figura 3 - Ajuste de modelo de ponto crítico não linear exponencial para a produtividade em função da incidência da ferrugem (%) de dezembro a maio. Lavras, 2018.



Fonte: Do autor (2018);

* Significativo teste t ($p < 0,05$).

Devido os modelos não obterem os ajustes esperados, além dos dados não seguirem distribuição normal, segundo o teste de Shapiro-Wilk ($p>0,05$) para a normalidade, também foi realizada a categorização dos dados em intervalos de classes de acordo com Vieira (2015). Das 157 observações de cada mês, totalizando 942 dados observados nos seis meses analisados, foram obtidos 13 intervalos de classes. As médias obtidas foram submetidas ao teste de Shapiro-Wilk ($p>0,05$), agora atendendo os pressupostos de normalidade para os meses analisados.

Com os dados apresentando distribuição normal, foi realizado o ajuste de modelo de ponto crítico linear com a obtenção das funções e coeficientes de determinação para os meses de dezembro a maio. Esse modelo apresentou destaque em dezembro, janeiro, fevereiro e março:

$$\text{Produtividade} = 37,2 - 2,8783\text{ID} \quad (15)$$

$$\text{Produtividade} = 28,4 - 1,2276\text{IJ} \quad (16)$$

$$\text{Produtividade} = 41,8 - 2,709\text{IF} \quad (17)$$

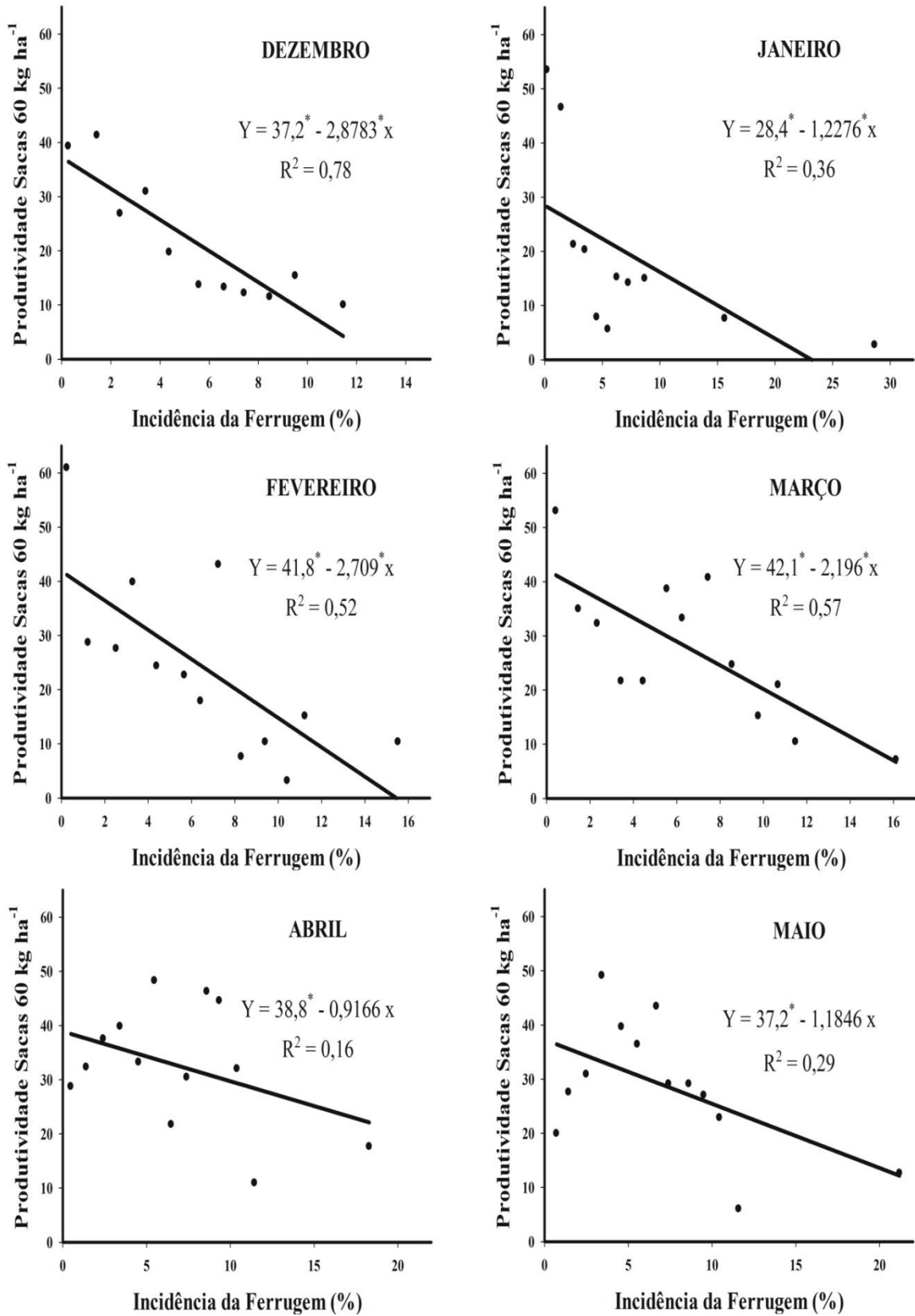
$$\text{Produtividade} = 42,1 - 2,196\text{IM} \quad (18)$$

Sendo:

ID, IJ, IF, IM = Incidência da doença em Dezembro, Janeiro, Fevereiro e Março.

Nesses meses mencionados, o coeficiente de determinação (R^2) foi de 0,78; 0,36; 0,52; 0,57, respectivamente (Figura 4).

Figura 4 - Ajuste de modelo de ponto crítico linear para a produtividade em função da incidência da ferrugem (%) de dezembro a maio. Lavras, 2018.



Fonte: Do autor (2018);

* Significato teste t ($p < 0,05$).

Comparando a função do modelo ajustado de produtividade em função da incidência da ferrugem, os parâmetros foram significativos ($p < 0,05$). E a função de perdas de produtividade teve relação inversamente proporcional, a cada 1% de aumento da incidência da ferrugem reduziu de 1,2 até 2,8 sacas ha^{-1} . Assumindo, dezembro amarelo como os meses com os melhores ajustes do modelo de ponto crítico linear.

Ao analisar o ajuste de modelos nos meses acima citados, observa-se claramente a ocorrência de perdas de produtividade relacionadas à ferrugem de 88,5%; 99,7%; 99,8% e 84,08%, respectivamente.

Os coeficientes de determinação nos meses que melhor explicam as perdas de produtividade foram menores quando comparados aos encontrados por Garcés-Fiallos (2011). Esse autor trabalhando com o modelo de ponto crítico linear para estimar perdas causadas no patossistema *Phaseolus vulgaris* x *Rhizoctonia solani*, obteve valor de R^2 de 0,82.

O modelo de ponto crítico não linear exponencial, considerando as interações entre produtividade e incidência da ferrugem, proporcionou melhores ajustes para os meses de dezembro, janeiro, fevereiro e março:

$$\text{Produtividade} = 43,6e^{-0,15403ID} \quad (19)$$

$$\text{Produtividade} = 56,9e^{-0,27972IJ} \quad (20)$$

$$\text{Produtividade} = 50,4e^{-0,1365IF} \quad (21)$$

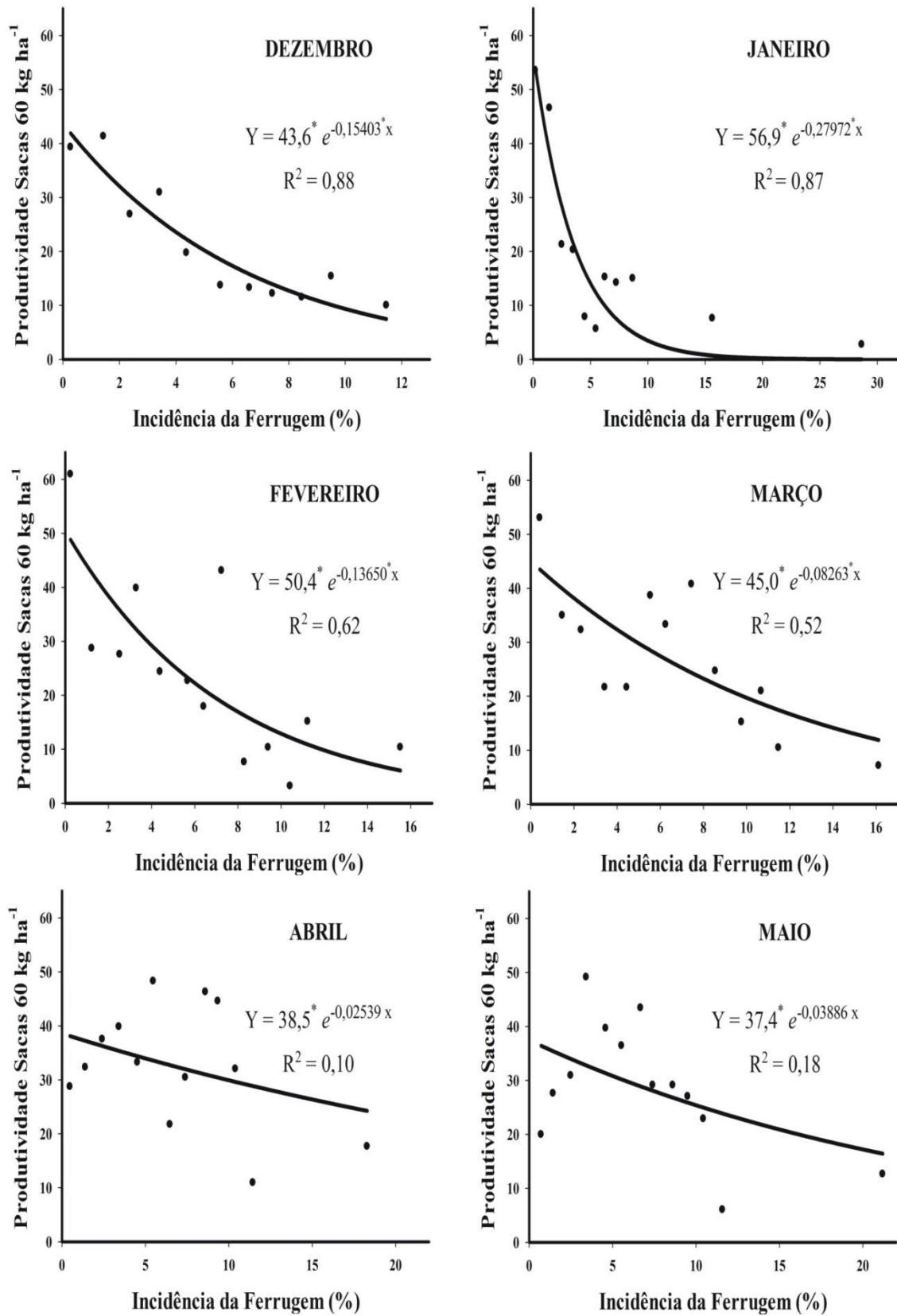
$$\text{Produtividade} = 45,0e^{-0,08263IM} \quad (22)$$

Sendo:

ID, IJ, IF, IM = Incidência da doença em Dezembro, Janeiro, Fevereiro e Março.

Nesses meses, os coeficientes de determinação (R^2) foi de 0,88; 0,87; 0,62; 0,52, respectivamente (Figura 5).

Figura 5 - Ajuste de modelo de ponto crítico não linear exponencial para a produtividade em função da incidência da ferrugem (%) de dezembro a maio. Lavras, 2018.



Fonte: Do autor (2018);

* Significativo teste t ($p < 0,05$).

No ajuste de modelo de ponto crítico não linear exponencial da produtividade em função da incidência da ferrugem, todos os parâmetros da equação foram significativos ($p < 0,05$). A função de perdas da produtividade nesse ajuste de modelo também demonstra relação inversamente proporcional entre a produtividade e a incidência da ferrugem, em virtude de apresentar valores altos do coeficiente de determinação (R^2), explicando melhor o ajuste.

Nesse sentido, nos meses de dezembro a março, também foi observada redução de - 0,15403, - 0,27972, - 0,1365 e - 0,08263, respectivamente. Porém, a redução não é constante nesses meses, segundo a função quanto maior o valor do parâmetro k a curva do modelo ajustado tende a ser mais acentuada e posteriormente pode estabilizar. Assim, com o aumento da incidência da doença, ocorre redução abrupta da produtividade. Entre os meses analisados, somente em janeiro a curva foi mais acentuada, registrando perdas de produtividade de 48,8% e incidência da doença de 2,4%. Já, nos meses de dezembro, fevereiro e março, ocorreu redução de 50,0%, 49,4% e 49,6% quando a incidência da doença foi de 4,5%, 5,0% e 8,3%, respectivamente.

Posteriormente assume decréscimo moderado com curva de característica exponencial. Nesses meses analisados, o ajuste de modelo apresentou redução de 82,85%, 99,84%, 87,78% e 73,60%, respectivamente, na produtividade quando a incidência da doença foi de 11,4%, 23,0%, 15,4% e 16,1%, respectivamente nos meses de dezembro a março.

As perdas de produtividade ocorreram nos meses de dezembro a março, e segundo Camargo; Camargo (2001) é o período das fases de expansão e granação dos frutos do café, qualquer alteração como modificações nos teores foliares de macro e micronutrientes, pode tornar as folhas suscetíveis à ferrugem (TAIZ; ZEIGER, 2013; COSTA et al., 2006), acarretando perdas significativas na produtividade. Na fase de granação os nutrientes são deslocados das folhas para os frutos, possibilitando aumento na incidência da doença (SILVA-ACUÑA, 1998) desencadeada por uma provável redução dos compostos fenólicos, precursores dos metabólitos responsáveis na defesa das plantas (TAIZ; ZEIGER, 2013; POZZA et al., 2010; COSTA et al., 2006). Na fase de desenvolvimento dos frutos, alterações como desfolha, poderá ocorrer má formação de grãos, frutos com lojas vazias, afetando a produtividade (POZZA et al., 2010) e como consequência, perdas na produtividade (JACKSON et al., 2012).

Assim, a fertilidade do solo e a nutrição mineral das plantas têm sido comprovadamente relacionadas com a predisposição das plantas à ocorrência das doenças

(FREITAS et al., 2016; GASPAR et al., 2015; TAIZ; ZEIGER, 2013; FERRAZ et al., 2012; UCHÔA et al., 2011; ALVES et al., 2011; ALVES et al., 2009; PINHEIRO et al., 2008; POZZA et al., 2007; GARCIA JÚNIOR et al., 2003; POZZA et al., 2001).

Plantas bem nutridas são mais resistentes a patógenos, devido à formação de barreiras de resistência tanto estruturais como químicas (POZZA et al., 2015; TAIZ; ZEIGER, 2013; DATNOFF et al., 2007) ou seja, o estado nutricional da planta pode alterar seu nível de resistência ou suscetibilidade a doenças (HUBER, 1997).

4.1.3.2 Modelo de pontos múltiplos

Os resultados para o ajuste de modelo de pontos múltiplos linear, considerando os meses de dezembro a maio, apresentaram significância no teste t dos parâmetros da equação somente para o mês de janeiro (Tabela 1).

Tabela 1 - Análise do teste t para significância dos parâmetros dos meses de dezembro a maio para o modelo de pontos múltiplos linear.

Coeficientes	Estimativa	Erro Padrão	F valor	Pr(> t)
(Intercepto)	45,2206	4,5885	9,855	2,e-16 ***
Dezembro	-1,2788	1,2235	-1,045	0,2976
Janeiro	-2,6998	1,3556	-1,992	0,0482 *
Fevereiro	-0,3137	1,4323	-0,219	0,8269
Março	-1,7428	1,1543	-1,510	0,1332
Abril	1,2251	1,0209	1,200	0,2321
Maio	-0,1906	1,2097	-0,158	0,8750

Legenda: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Fonte: Do autor (2018).

Sendo assim, foi ajustado o modelo:

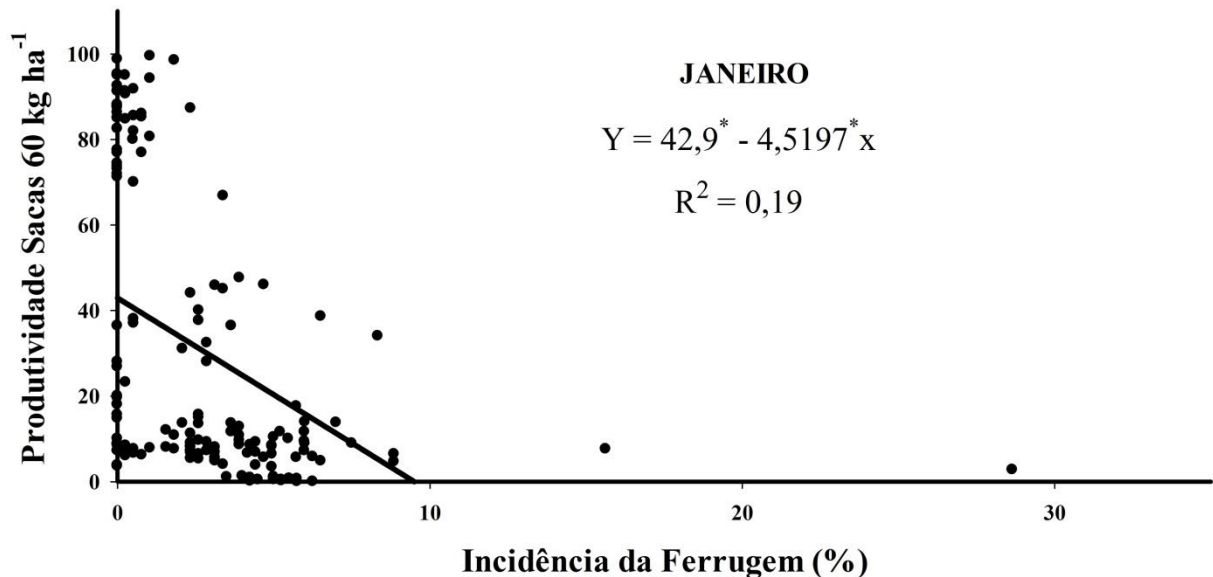
$$\text{Produtividade} = 42,9 - 4,5197IJ \quad (23)$$

Sendo:

IJ = Incidência da Doença em Janeiro.

Mesmo assim, o coeficiente de determinação (R^2) permaneceu reduzido, de 0,19 ($p < 0,05$) (Figura 6).

Figura 6 - Ajuste de modelo de pontos múltiplos linear, ajustado para o mês de janeiro, para a produtividade em função da incidência da ferrugem (%) no mês de janeiro. Lavras, 2018.



Fonte: Do autor (2018);

* Significativo teste t ($p < 0,05$).

Com esse modelo, a cada 1% de aumento da incidência da ferrugem para o mês de janeiro, ocorreu redução de 4,51 de sacas de 60 kg ha⁻¹. No entanto, seu coeficiente de determinação foi baixo, não explicando matematicamente as perdas da produtividade. Além do mais, o número de observações analisadas não apresentou distribuição normal ao teste de Shapiro-Wilk ($p > 0,05$), não atendendo o pressuposto de normalidade.

Entretanto, não foi realizada a categorização em intervalo de classes para essas 157 observações, pois os dados ficariam desbalanceados para esse modelo de pontos múltiplos.

4.1.3.3 Modelos integral linear e não linear exponencial

Para as análises de perdas da produtividade para a ferrugem do cafeeiro, as variáveis produtividade e área abaixo da curva de progresso da doença para a incidência da ferrugem (AACPDIF), foram analisadas com a utilização de análise de regressão para o ajuste de modelo. Para isso, em um primeiro momento ajustou-se o modelo integral linear para perdas

das médias de 157 observações de dados de 19 experimentos realizados ao longo de 04 anos-safra.

Os modelos, integral linear e não linear exponencial, considerando a integração das avaliações realizadas ao longo do tempo ajustados foram:

$$\text{Produtividade} = 40,4 - 0,011256 \text{AACPDIF} \quad (24)$$

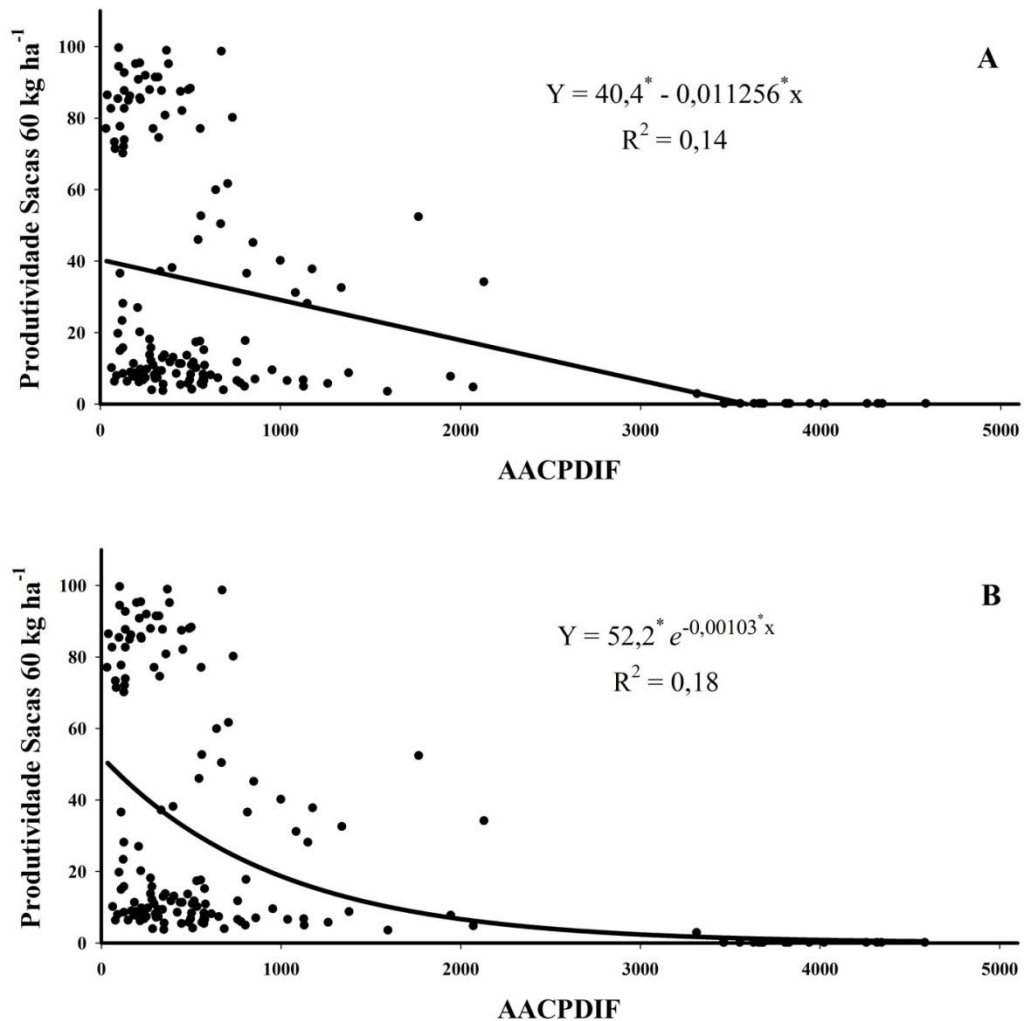
$$\text{Produtividade} = 53,2e^{-0,00103 \text{AACPDIF}} \quad (25)$$

Sendo:

AACPDIF = Área Abaixo da Curva do Progresso da Incidência da Ferrugem.

Porém, ajustados com valor pequeno do coeficiente de determinação (R^2), de 0,14 e 0,18 ($p < 0,05$) (Figura 7). Ocorreu entre os valores de 0 e 1000 de AACPDIF produções de 0 até 100 sacas ha^{-1} . Ou seja, utilizando essa variável não foi possível detectar somente o efeito da doença na produtividade, certamente outras variáveis, como clima, solo e pragas, entre outras, podem ter influenciado a produtividade.

Figura 7 - Ajuste de modelo integral linear (A) e integral não linear exponencial (B) para a produção em função da área abaixo da curva de progresso da doença para a incidência da ferrugem (AACPDIF). Lavras, 2018.



Fonte: Do autor (2018);

* Significativo teste t ($p < 0,05$).

Após análise dos dados, os quais não apresentaram distribuição normal no teste de Shapiro-Wilk ($p > 0,05$), não atendendo o pressuposto de normalidade devido à alta variabilidade dos dados, foi realizada a categorização, o qual consiste em agrupar os dados em classes de ocorrência de modo a fornecer a quantidade ou porcentagem de dados em cada classe, para obter a média e a variância dos dados (VIEIRA, 2015; FERREIRA, 2009). Esses autores recomendam estabelecer um número de categorização entre 5 a 20 classes.

Após obter os 13 intervalos de classes e a partir do teste de Shapiro-Wilk ($p > 0,05$) ficou evidenciado o atendimento do pressuposto de normalidade.

Os modelos, integral linear e não linear exponencial, considerando agora as classes foram ajustados:

$$\text{Produtividade} = 40,2 - 0,011518 \text{AACPDIF} \quad (26)$$

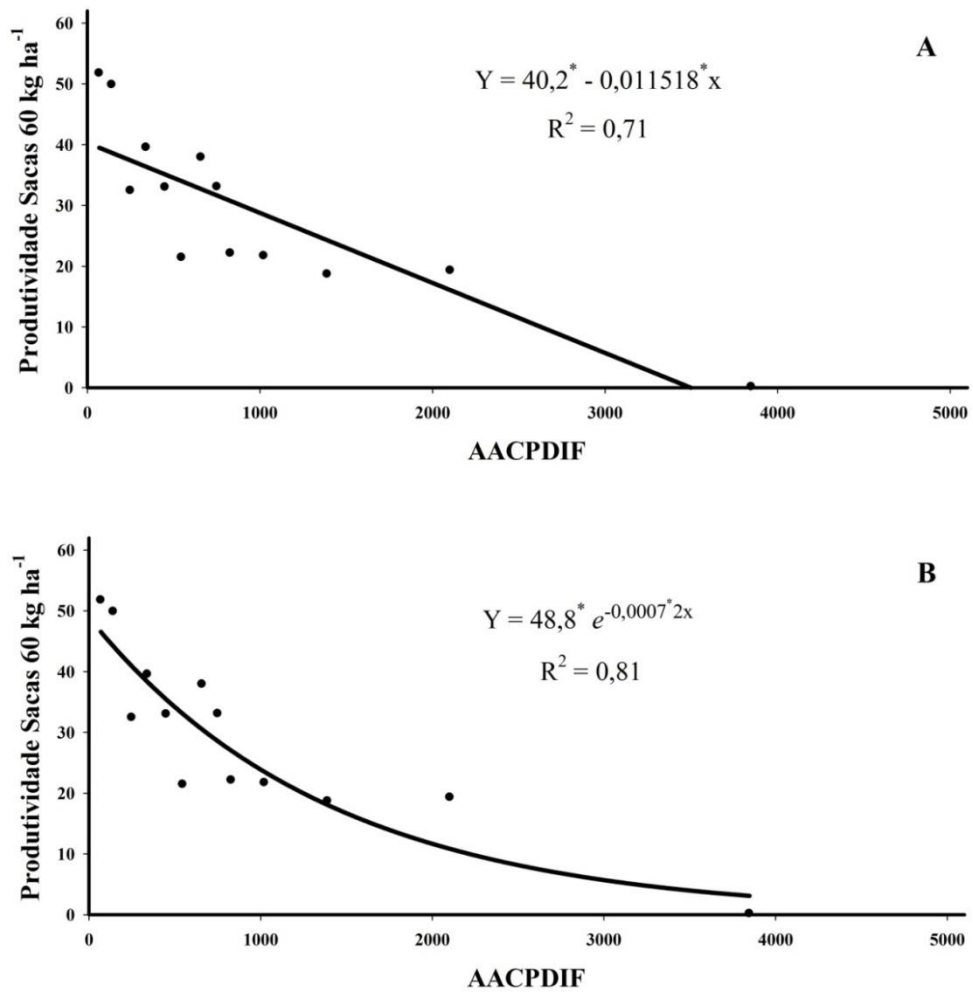
$$\text{Produtividade} = 48,8 e^{-0,00072 \text{AACPDIF}} \quad (27)$$

Sendo:

AACPDIF = Área Abaixo da Curva do Progresso da Incidência da Ferrugem.

Esses modelos foram ajustados com maiores coeficientes de determinação (R^2), de 0,71 e 0,81 ($p < 0,05$), respectivamente (Figura 8).

Figura 8 - Ajuste de modelo integral linear (A) e integral não linear exponencial (B) para a produção em função da área abaixo da curva de progresso da doença para a incidência da ferrugem (AACPDIF). Lavras, 2018.



Fonte: Do autor (2018);

* Significativo teste t ($p < 0,05$).

Para o modelo integral linear, os parâmetros foram significativos no teste t ($p < 0,05$). Esse modelo obteve ajuste da equação apresentando média de 40,2 sacas de 60 kg ha⁻¹, na ausência da doença. De acordo com esse modelo, a cada aumento de uma unidade de AACPDIF, ocorreu redução constante de 0,011518 na produtividade. Com isso registrando 100% perdas de produtividade quando a incidência máxima observada foi de 3.493,38 de AACPDIF.

No modelo integral não linear exponencial, os parâmetros também foram significativos no teste t ($p < 0,05$) e na ausência da doença devido a ferrugem, o cafeeiro produziu 48,8 sacas de 60 kg ha⁻¹. Com o aumento de uma unidade de AACPDIF, ocorre redução de 0,00072 na produtividade, porém essa redução não é constante, assumindo característica exponencial. E com isso, calcula-se perdas de produtividade de 93,75% quando o valor médio de AACPDIF foi de 3.847,64 em lavouras manejadas com controle químico.

Dentre os modelos ajustados, o modelo integral não linear exponencial, a partir da categorização de classes foi o de melhor ajuste, com maior coeficiente de determinação, de 0,81 e menor critério de informação de Akaike, de 89,17. Enquanto o modelo integral linear apresentou coeficiente de determinação de 0,71 e critério de informação de Akaike de 94,38. Os dois modelos ajustados apresentaram perdas na produtividade atribuída à variável integral AACPDIF. Os coeficientes de determinação foram elevados, partindo da premissa dos experimentos terem sido realizados em diferentes lavouras durante quatro anos (CAMPBELL; MADDEN, 1990).

As perdas registradas no presente trabalho foi superior quando comparadas as relatadas na literatura. Talhinas et al. (2017) relataram perdas da produtividade devido a ferrugem de até 35% representando de 1 a 2 bilhões de dólares anualmente. Entretanto, Pozza et al. (2010), estimaram em até 50% as perdas da produtividade. Zambolim (2016) e Zambolim et al. (1997) estimaram perdas compreendidas entre 30 e 50%, Ventura et al. (2007) estimaram perdas entre 10 e 20%, caso medidas de controle não sejam adotadas. Embora Ferreira; Boley (1991) e Brown et al. (1995) defenderem perdas da produtividade entre 15 a 20% seja mais típica. No entanto, os autores citados acima, estimaram essas perdas sem a realização de ajuste de modelos de perdas de produtividade.

No entanto, outros autores, dentre eles Kushalappa; Eskes (1989a, b) estimaram perdas entre 30 a 80%, já Steiman (2006) estimou perdas em até 70%. Essas estimativas geralmente são empíricas e avaliadas em experimentos sem repetições ao longo do tempo e do espaço. No entanto, no presente trabalho mesmo adotando medidas de controle químico em experimentos

em 4 anos-safra seguidos as perdas foram superiores as mencionadas por esses autores, no entanto próximas as estimativas máximas proposta por Kushalappa; Eskes (1989b).

Segundo, Avelino et al. (2015) estimativas de perdas de produtividade são difíceis de comparar entre diferentes regiões e ou países. Por ocasião da crise na Colômbia e América Central entre os anos de 2008 a 2013 devido a ferrugem do café, os países estimaram as perdas de produtividade, no entanto essas perdas obtidas foi diferente entre a Colômbia e na América Central, tais diferenças, segundo esses autores, ocorreram devido as avaliações incorretas e ou, diferentes métodos usados para avaliar a doença. Além disso as perdas na produtividade não são devido exclusivamente à ferrugem, existem as pragas, as deficiências nutricionais, a capacidade produtiva do cafeeiro, a disponibilidade de água no solo, entre vários outros fatores. Ou seja, um modelo, é apenas uma simples representação da realidade, ainda mais se incluir apenas uma variável associada à perdas.

Apesar do ajuste dos modelos, o coeficiente de determinação foi menor comparado aos obtido por Gilio et al. (2017) no patossistema *Ramularia areola* x algodão ao analisarem perdas de produtividade em cultivares resistentes e suscetíveis a esse patógeno. Esses autores verificaram por meio do ajuste de modelo integral linear alta relação entre a área abaixo da curva do progresso da severidade da doença e a produtividade, apresentando coeficientes de determinação (R^2) de 0,98 para a cultivar suscetível. Registrando níveis de 890,00 kg ha⁻¹ ou 36,83% de perdas de produtividade devido à doença.

Porém, com o ajuste do modelo integral não linear exponencial obteve-se coeficiente de determinação (R^2) superior aos valores obtidos por Leite et al. (2006) quando avaliaram as relações de variáveis de doença e área foliar com a produtividade no patossistema *Alternaria helianthi* x girassol, Esses autores observaram a relação entre a área abaixo da curva do progresso da doença (AACPD) com a produtividade em dois anos e mencionam perdas de produtividade devido à *Alternaria helianthi* descrita por modelo não linear exponencial cujos coeficientes de determinação (R^2) apresentaram valores de 0,79 e 0,60. Essa relação obtida apresentou perda de produtividade inferior a 500 kg ha⁻¹, quando as plantas atingiram severidade da doença superior a 10%. O maior R^2 obtido pode ter sido devido à categorização em intervalos de classes. Esse procedimento visa obter valores de média e variância dos dados e quanto menor a variância, maior será a concentração dos valores da variável independente, e reduz o desvio padrão (FERREIRA, 2009).

Em ambos os modelos ajustados foram observadas perdas devido à ferrugem do cafeeiro, mesmo com os dados obtidos em experimentos com anos de baixa e de alta carga

pendentes, ou seja em mais de um ano-safra. Em anos de alta carga pendente as plantas apresentam maior porcentagem de folhas com ferrugem, e maior área foliar infectada (POZZA et al., 2010; SANTOS et al., 2008; SILVA-ACUÑA, 1998). Zambolim (2016) descreveu no entanto não serem ainda esclarecidas, a maior severidade da ferrugem em anos de alta carga pendente nas plantas. Esse autor também, menciona ainda com a drenagem de fotossintetizados as defesas bioquímicas tornam-se inoperantes. Contudo, Avelino; Savary, (2002) e Avelino et al. (2006) relacionam a possibilidade da maior incidência e severidade estarem atribuídas a alta carga pendente. Porém, admite-se com a drenagem de fotossintetizados das folhas para os frutos seja uma das causas.

As perdas de produtividade ocorreram na mesma safra devido a incidência da doença. De acordo com Avelino et al. (2015), Pozza; Pozza (2012), Pozza et al. (2010) e Zadoks; Schein (1979) a incidência causa desfolha prematura, posteriorredução da área fotossintética da planta e, levando a morte dos ramos plagiotrópicos, tornando o cultivo da lavoura inviável devido a menor longevidade das plantas, e assimreduzindo a produtividade da safra futura. Certamente a colonização do patógeno está consumindo energia, nutrientes, aminoácidos, água, entre outros a serem utilizados no enchimento de grãos. Ou seja, podem ocorrer perdas na mesma safra.

De acordo com Talhinhos et al. (2017), Avelino et al. (2004) e Avelino et al. (1991), também podem ser cumulativas as perdas na produtividade ao longo do tempo. Segundo Carvalho et al. (2017), Brito et al. (2010), Barbosa et al. (2010), Silva et al. (2006), Costa et al. (2006) e Staples (2000) as perdas ocorrem em virtude das cultivares mais produtivas de *Coffea arabica* não possuírem resistência genética para a ferrugem, dessa forma, a alta carga pendente provavelmente demanda um elevado gasto energético por parte da planta em detrimento do sistema de defesa da mesma. Além de fatores climáticos favoráveis ao desenvolvimento da doença e a ausência de nutrição foliar (LOPES et al., 2012). Levando a planta na safra seguinte de baixa carga a ser prejudicada em relação ao crescimento dos ramos plagiotrópicos (POZZA; POZZA, 2012). Além disso, de acordo com Avelino et al. (2015) plantas de café possuem característica de produção bienal, ou seja, anos de alta e baixa carga pendente e com produtividade limitada por fatores em interação, no entanto, a redução de perdas de produtividade não pode ser somente atribuída a essa característica da planta.

Em relação as perdas de produtividade no ano ser cumulativa, Talhinhos et al. (2017) e Avelino et al. (2015), relataram que perdas anuais são menos importante, pois esses autores atribuem as perdas do ano à colheita dos frutos. Esses autores mencionaram somente no ano

seguinte as perdas cumulativas tendem ser importante, devido o baixo rendimento resultante do crescimento vegetativo reduzido decorrente da doença na safra anterior.

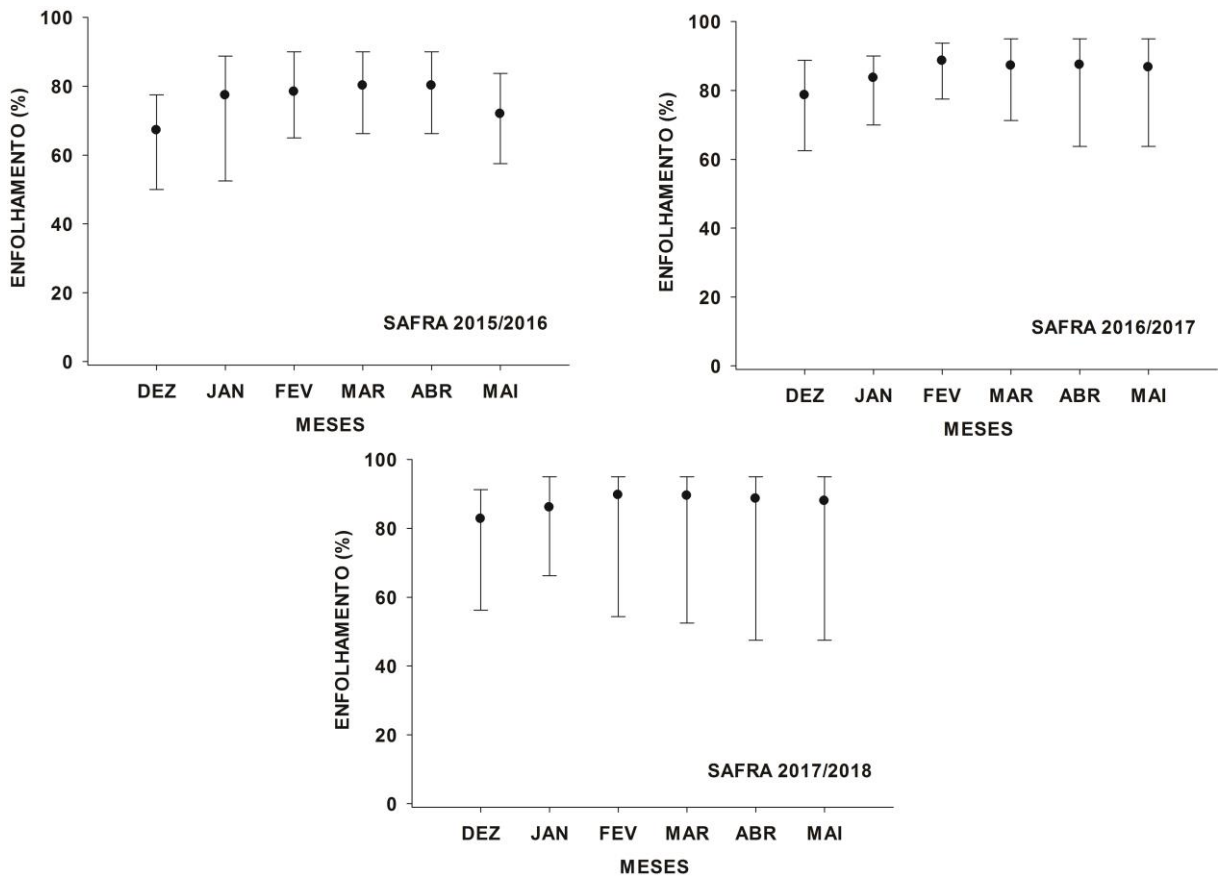
Com isso, estimar a possibilidade de decréscimo na produção, a quantificação de perdas subsidia, com informações, o manejo das doenças a fim de prevenir a redução da produtividade e aumento do retorno financeiro ao produtor (CERDAS et al., 2017; TALHINHAS et al., 2017; AVELINO et al., 2015; CAMPBELL; MADDEN, 1990; JAMES; TENG, 1979). Esses modelos também auxiliam a entender melhor os mecanismos de perdas e podem ser incorporados em um sistema de manejo de doenças, o qual pode ser utilizado para prever o progresso da doença e prevenir as perdas da produtividade por meio da utilização de medidas de controle (SAVARY; WILLOCQUET, 2015; SAVARY et al., 2006b). Um modelo capaz de reproduzir com exatidão e precisão efeito da doença na produtividade permitirá, por exemplo, determinar o limiar de perdas para o controle (TENG, 1987).

4.2 Avaliação do enfolhamento dos cafeeiros

4.2.1 Gráficos de médias e amplitude do enfolhamento do cafeeiro

Para verificar o comportamento dos experimentos em relação ao enfolhamento do cafeeiro, anteriormente foi realizada as médias e a amplitude mínima e máxima do enfolhamento dos cafeeiros dos experimentos nas safras 2015/2016 a 2017/2018 (Figura 9).

Figura 9 - Enfolhamento médio e amplitude mínima e máxima dos cafeeiros em todos os experimentos, entre os meses de dezembro e maio dos anos-safra 2015/2016 a 2017/2018. Lavras, 2018.



Fonte: Do autor (2018).

Foi observado nas safras analisadas, a variável enfolhamento não teve variação discrepante entre os meses analisados. Porém, nas três safras as médias do enfolhamento no mês de dezembro foram menores em relação aos demais meses. Nesse sentido, a média do enfolhamento foi de 67,2%, 78,6% e 82,7% nas safras 2015/2016, 2016/2017 e 2017/2018, respectivamente. Para os demais meses o enfolhamento teve um aumento linear até os meses entre fevereiro a março e, posteriormente ocorrendo um decréscimo.

4.2.2 Distribuição de frequência das classes

Após análise dos dados, os mesmos não atenderem os pressupostos de normalidade no teste de Shapiro-Wilk ($p > 0,05$) devido à alta variabilidade. Assim, foi realizada a categorização em intervalos de classes. Tal categorização consiste em agrupar os dados para fornecer a quantidade de dados em classes, a fim de obter a média e a variância dos dados

(VIEIRA, 2015; FERREIRA, 2009). Das 141 observações para a variável enfolhamento, foi obtido 12 intervalos de classes (Quadro 3).

Quadro 3 - Distribuição de frequência por classes de médias de produtividade e área abaixo da curva de progresso do enfolhamento (AACPE) nos procedimentos de ajustes dos modelos.

Intervalos de Classes	Ponto Médio de Classe	Média Produtividade	Variância Produtividade	Média AACPE	Variância AACPE	Número de Observações
0 f 8000	8000	11,91	24,32	7265,93	67483,80	7
8000 f 9000	8500	8,60	27,14	8557,50	14168	5
9000 f 9500	9250	45,50	100,18	9262,50	23554,70	3
9500 f 10000	9750	25,62	477,45	9769,63	17916,60	17
10000 f 10500	10250	18,57	385,28	10232,20	17999,30	18
10500 f 11000	10750	26,75	1039,66	10710	12192	33
11000 f 11100	11050	78,86	92,52	11036,70	696,84	8
11100 f 12000	11550	58,25	1608,81	11230,80	51717,20	6
12000 f 12500	12250	16,30	273,78	12302,80	1913,95	2
12500 f 13000	12750	25,84	229,32	12829,90	16403,30	5
13000 f 13500	13250	31,73	1266,50	13309,50	19286,70	25
13500 f 14000	13750	84,13	600,01	13655,80	11842,70	12

Fonte: Do autor (2018).

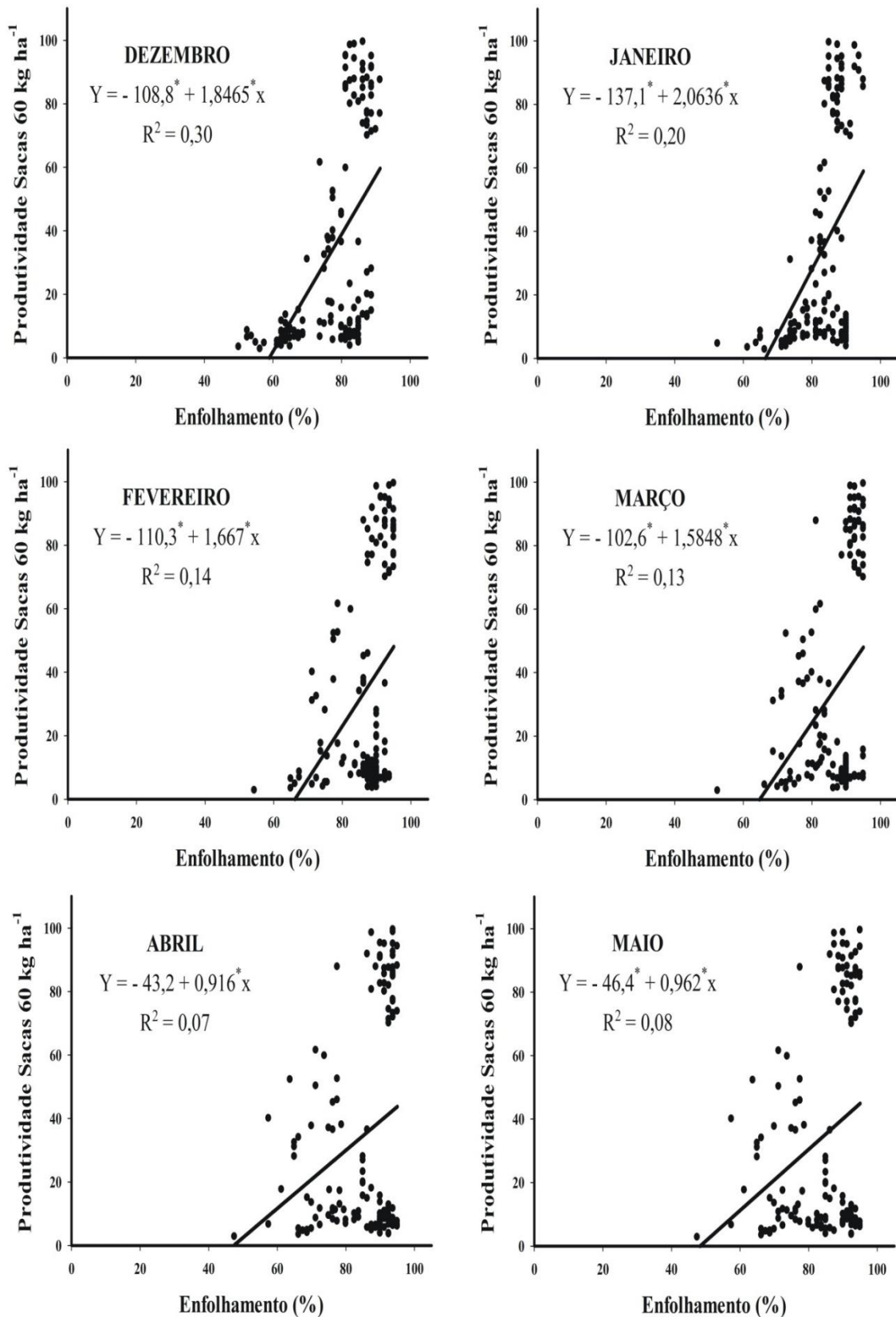
Após a realização da categorização dos dados em frequência de classes, foi realizado o ajuste de modelos para quantificar as perdas da produtividade.

4.2.2 Ajuste de modelos para o enfolhamento do cafeeiro

4.2.2.1 Modelos de ponto crítico linear e não linear exponencial

O modelo de ponto crítico linear foi ajustado para os meses de dezembro a maio, devido ocorrer nesses meses, segundo Salgado et al. (2007) e Pinto et al. (2002) crescimento exponencial da ferrugem e conseqüente desfolha. Porém, para esses meses o pressuposto de normalidade dos dados não foi atendido. Apesar dos meses de dezembro e janeiro o coeficiente de determinação (R^2) de 0,30 e 0,20 (Figura 10).

Figura 10 - Ajuste de modelo de ponto crítico linear para a produtividade em função do enfolhamento (%) de dezembro a maio. Lavras, 2018.

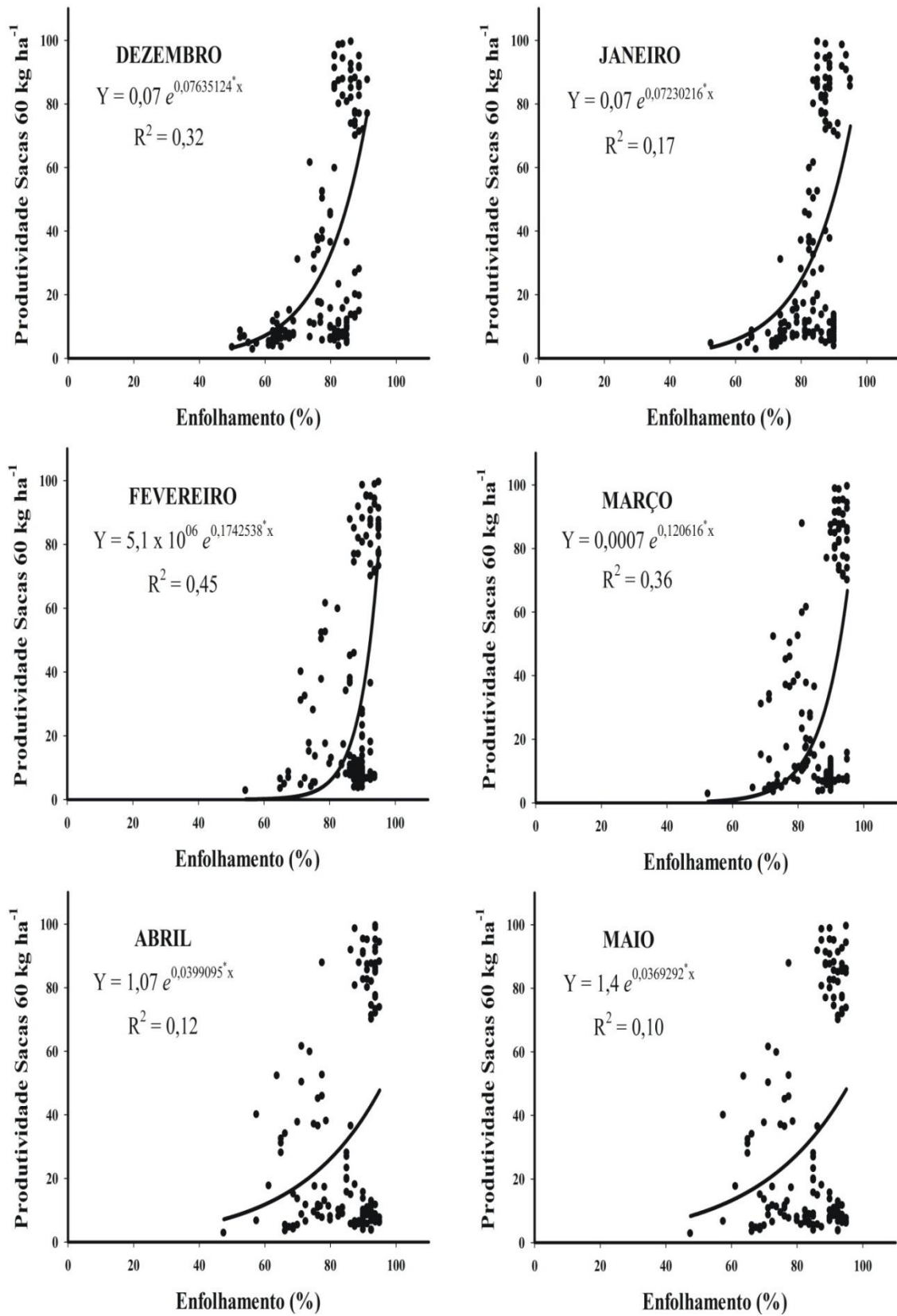


Fonte: Do autor (2018);

* Significativo teste t ($p < 0,05$).

Concomitante, foi realizado o ajuste de modelo de ponto crítico não linear exponencial para os meses de dezembro a maio. No entanto, o pressuposto de normalidade ($p > 0,05$) não foi atendido para os meses analisados. Contudo, os meses de dezembro, fevereiro e março, os coeficientes de determinação (R^2) foi de 0,32, 0,45 e 0,36, respectivamente (Figura 11).

Figura 11 - Ajuste de modelo de ponto crítico não linear exponencial para a produtividade em função do enfolhamento (%) de dezembro a maio. Lavras, 2018.



Fonte: Do autor (2018);

* Significativo teste t ($p < 0,05$).

Os modelos acima ajustados, após análise os dados não atenderam os pressupostos de normalidade ($p > 0,05$). Devido à alta variabilidade dos dados, tornou-se necessário a categorização dos mesmos em intervalos de classes, com a finalidade de agrupar os dados e posteriormente obter a média e a variância dos dados (VIEIRA, 2015; FERREIRA, 2009). Das 141 observações obtidas em cada mês, totalizando 846 observações, resultaram 12 intervalos de classes. As médias resultantes foram submetidas ao teste de Shapiro-Wilk ($p > 0,05$) e agora atendendo os pressupostos de normalidade dos meses analisados.

Posteriormente, realizado o ajuste de modelo de ponto crítico linear com obtenção das funções e coeficientes de determinação para os meses de dezembro a maio, com destaque para os meses de dezembro, janeiro e fevereiro:

$$\text{Produtividade} = -96,2 + 1,718\text{ED} \quad (28)$$

$$\text{Produtividade} = -150,4 + 2,318\text{EJ}, \quad (29)$$

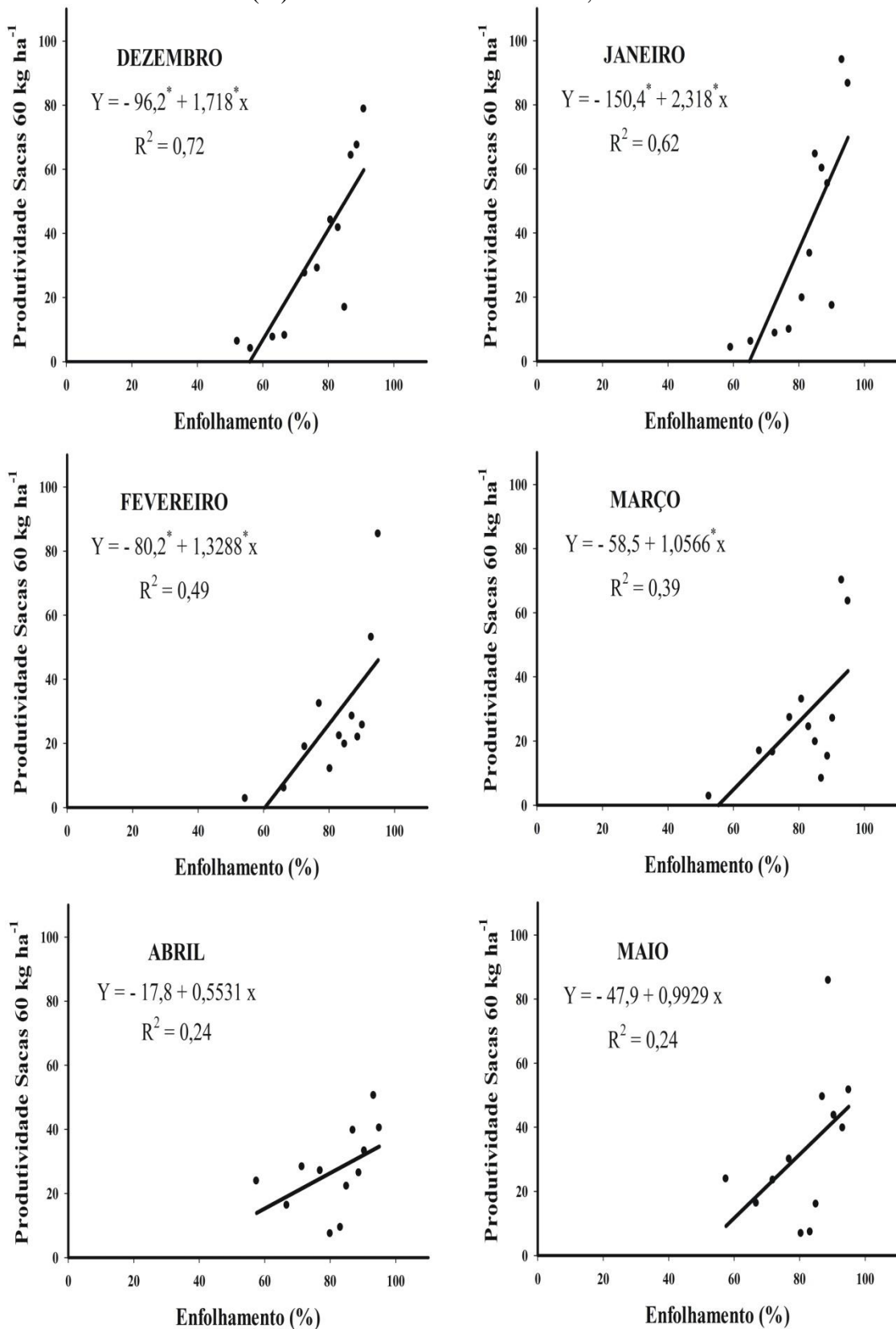
$$\text{Produtividade} = -80,2 + 1,3288\text{EF} \quad (30)$$

Sendo:

ED, EJ e EF = Enfolhamento em Dezembro, Janeiro e Fevereiro.

Nesses meses acima, o coeficiente de determinação (R^2) foi de 0,72, 0,62 e 0,49, respectivamente (Figura 12).

Figura 12 - Ajuste de modelo de ponto crítico linear para a produtividade em função do enfolhamento (%) de dezembro a maio. Lavras, 2018.



Fonte: Do autor (2018);

* Significativo teste t ($p < 0,05$).

Com o modelo de ponto crítico linear ajustado da produtividade em função do enfolhamento, os parâmetros foram significativos ($p < 0,05$). As perdas de produtividade são diretamente proporcional, a cada 1% de redução do enfolhamento reduziu de 1,3 até 2,3 sacas de 60 kg ha⁻¹. Os meses de maiores coeficientes de determinação (R^2) para o enfolhamento foram de dezembro a fevereiro. Nesses meses a produtividade diminuiu entre 26,5 a 46,4 sacas de 60 kg ha⁻¹ quando o enfolhamento caiu de 90% para 70%.

O modelo ajustado demonstra perdas de 59,8, 79,7 e 67,4% nos meses de dezembro, janeiro e fevereiro, respectivamente.

O modelo de ponto crítico não linear exponencial, considerando as interações entre produtividade e enfolhamento, para os meses de dezembro, janeiro, fevereiro e março o ajuste foi:

$$\text{Produtividade} = 0,07 e^{0,07660009ED} \quad (31)$$

$$\text{Produtividade} = 0,02 e^{0,08634452EJ} \quad (32)$$

$$\text{Produtividade} = 0,0008 e^{0,1193457EF} \quad (33)$$

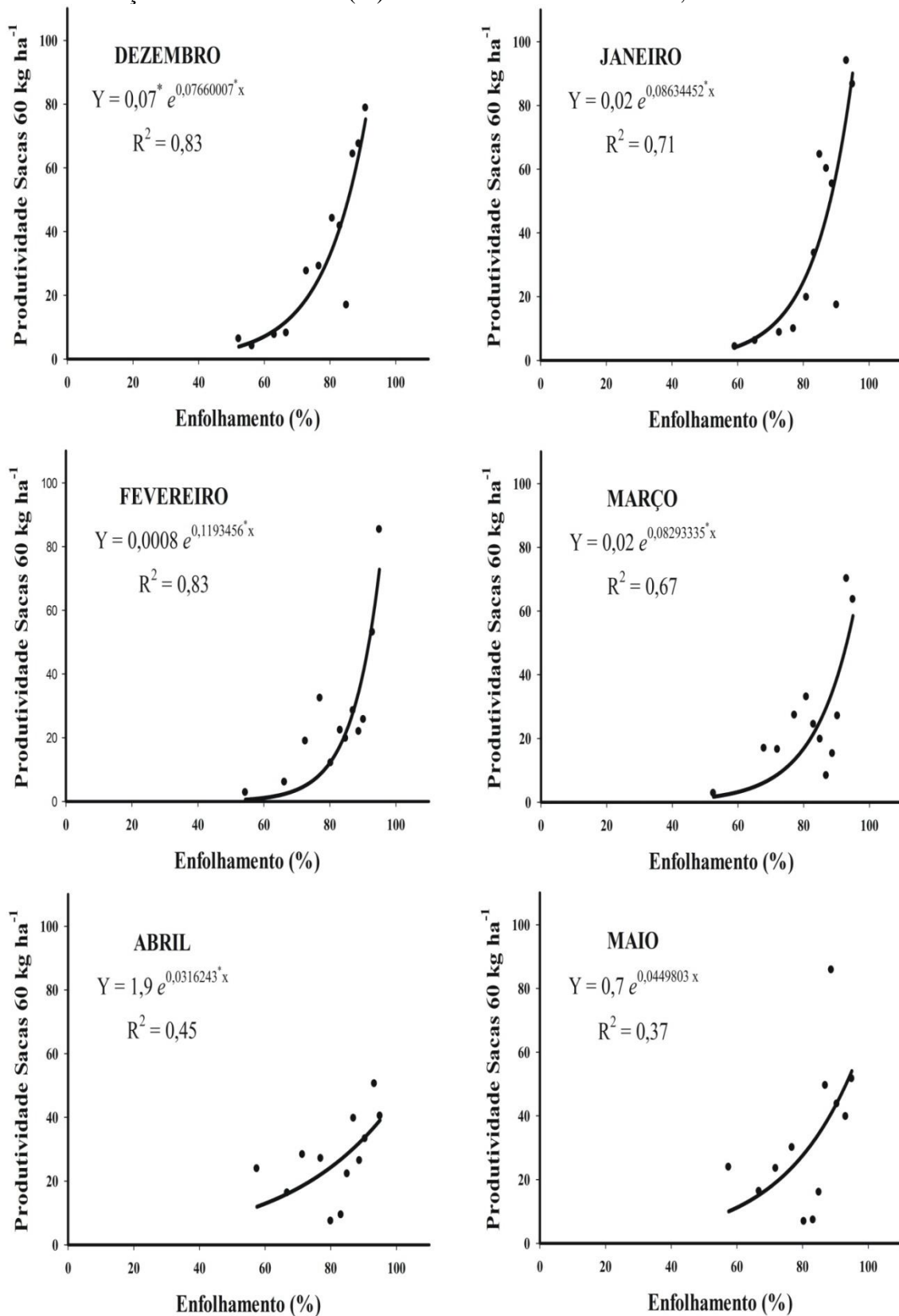
$$\text{Produtividade} = 0,02 e^{0,08293335EM} \quad (34)$$

Sendo:

ED, EJ, EF e EM = Enfolhamento em Dezembro, Janeiro, Fevereiro e Março.

Nesses meses de dezembro, janeiro, fevereiro e março o valor do coeficiente de determinação (R^2) foi de 0,83, 0,71, 0,83 e 0,67, respectivamente (Figura 13).

Figura 13 - Ajuste de modelo de ponto crítico não linear exponencial para a produtividade em função do enfolhamento (%) de dezembro a maio. Lavras, 2018.



Fonte: Do autor (2018);

* Significativo teste t (p<0,05).

Para o ajuste de modelo de ponto crítico não linear exponencial da produtividade em função do enfolhamento, os parâmetros foram significativos ($p < 0,05$). A função de perdas de produtividade nesse ajuste de modelo apresentou relação diretamente proporcional, visto apresentar valores altos de coeficiente de determinação (R^2), explicando assim melhor o ajuste do modelo.

Nesse ajuste, os meses de dezembro, janeiro, fevereiro e março, indicaram redução de 0,07660009, 0,08634452, 0,1193457 e 0,08293335, respectivamente. No entanto, essa redução não é constante, e com as plantas debilitadas, a diminuição da produtividade é repentina e posteriormente com decréscimo moderado. Nos meses analisados, a produtividade reduziu entre 22 a 25% quando o enfolhamento caiu de 90% para 70%.

As perdas ocorrem nos meses segundo Camargo; Camargo (2001) fundamentais para as fases de expansão e granação dos grãos do café. O principal dano da ferrugem é a desfolha, devido à alta produção de etileno, resulta na queda acentuada de folhas (CARVALHO; SOUZA, 1998, GREE, 1993), com o aumento da doença, além de reduzir a área fotossintética da planta, reduz o crescimento vegetativo, florescimento e a produtividade (SANTOS et al., 2008; POZZA et al., 2010; KUSHALAPPA; CHAVES, 1980). Tal desfolha interfere no desenvolvimento dos botões florais, quando ocorre no florescimento; na formação de grãos, quando se dá durante a frutificação e provoca, ao final do ciclo, perdas em produtividade (FERREIRA; BOLEY, 1991). De acordo com Silva-Acuña (1998), o aumento da incidência da ferrugem, resulta maior área infectada e como consequência queda de folhas, essas variáveis são altamente relacionadas com alta carga pendente das lavouras de café.

O desfolhamento sucessivo reduz a vida útil da lavoura, tornando o cultivo antieconômico (CARVALHO; CHALFOUN, 1998) e ter impacto na safra seguinte (TALHINHAS et al., 2017). No entanto, a intensidade da doença pode variar de acordo com o manejo da cultura, a cultivar e a carga pendente (CARVALHO et al., 2006) e a intervenção do homem com a implementação da fertilidade do solo, nutrição mineral das plantas e o manejo da água (POZZA et al., 2015; POZZA; POZZA, 2003).

A desfolha favorece ainda a redução do tamanho dos frutos (POZZA et al., 2010) ou perda dos frutos (AVELINO et al., 2015), além da ocorrência de frutos “queimados” facilitando a contaminação dos grãos por fungos produtores de micotoxinas (VENTURA et al., 2007; OERKE, 2006; SAVARY et al., 2006a). Cerdas et al. (2017) relatam em culturas perenes como o café, a desfolha prematura ou a morte de caules e galhos por lesões foliares levam à perda de vigor e diminuição da produtividade nos anos seguintes. De acordo com

Zadoks; Schein (1979) as perdas não podem ser evitadas uma vez as plantas já estarem com lesões advinda de fitopatógenos.

No entanto, maior produção as plantas sofrem desequilíbrio nutricional. Segundo Avelino et al. (2006) plantas bem nutridas tem maior crescimento e renovação das folhas perdidas para a ferrugem, evitando a morte dos ramos e prevenindo as perdas de produtividade na safra atual e subsequente. Por conseguinte, mais resistentes a patógenos devido à formação de barreiras de resistência tanto estruturais como químicas (POZZA et al., 2015; TAIZ; ZEIGER, 2013; DATNOFF et al., 2007).

Vários trabalhos relatam haver correlação positiva entre enfolhamento e produtividade (SANTINATO et al., 1988; MANSK; MATIELLO, 1984). Carvalho e Chalfoun (1998) observaram em plantas bem enfolhadas, bom pegamento de florada, traduzindo em maior carga pendente. Fernandes et al. (2013) avaliaram em dois anos safras o efeito indutor de resistência do acibenzolar-S-metil associado ou não com fungicidas no controle da ferrugem do cafeeiro em condições de campo e observaram, em ano de alta carga pendente o dreno das folhas para os frutos é maior e maior pressão da doença e ocorrendo baixo enfolhamento das plantas de café. Esses autores mencionam a maior desfolha resultou em menor produtividade na safra seguinte. De acordo com Kushalappa; Eskes (1989) a produtividade é reduzida sob alta incidência da ferrugem, e afeta desde a formação de novos ramos plagiotróficos oriundo da desfolha das plantas da safra anterior.

Portanto, plantas com maior produção acarretarão desequilíbrio nutricional, devido ao dreno de nutrientes das folhas para os frutos, aumentando progresso da ferrugem (TAIZ; ZIEGER, 2013; SANTOS et al., 2008). O patógeno se beneficia das condições de estresse da planta para a infecção, em virtude de plantas debilitadas nutricionalmente tem seu metabolismo afetado, prejudicando severamente a resistência da planta (MARSCHNER, 1995).

Para quantificar perdas de produtividade, Waggoner; Berger (1987) propuseram o uso da duração da área foliar sadia e da absorção da área foliar sadia para estimar a redução da produtividade induzida por doenças. Estas medições mostraram-se eficientes na determinação de perdas de produtividade na cultura do feijoeiro em diferentes patógenos (LOPES et al., 1994; BERGAMIN FILHO et al., 1997, CANTERI et al., 1998). Em outros patossistemas, estas variáveis também demonstraram potencial, como no patossistema *Septoria tritici* – trigo (PAVELEY et al., 1997) e batata – *Phytophthora infestans* (ROSSING et al., 1992).

Para os ajustes de modelo, os coeficientes de determinação não foram altos. No entanto, o fracasso na correlação entre variáveis de doença e produção em alguns

patossistemas, não é surpreendente para Waggoner e Berger (1987), esses autores postulam ser a produção vegetal função da área foliar sadia do hospedeiro e não da área destruída por patógeno. Visto ser avaliada a desfolha visual em relação à incidência da doença nas plantas de cafeeiro.

4.2.2.2 Modelo de pontos múltiplos

Os resultados para o ajuste de modelo de pontos múltiplos linear, considerando os meses de dezembro a maio, apenas o mês de dezembro teve significância no teste t dos parâmetros da equação ($p < 0,05$) (Tabela 2).

Tabela 2 - Análise do teste t para a significância dos parâmetros dos meses de dezembro a maio para o modelo de pontos múltiplos linear.

Coeficientes	Estimativa	Erro Padrão	Fvalor	Pr(> t)
Intercepto	-134,33	32,2558	-4,165	5,55e-05 ***
Dezembro	1,97	0,4462	4,424	1,99e-05 ***
Janeiro	-0,53	0,6753	-0,788	0,4321
Fevereiro	0,40	0,6851	0,593	0,5540
Março	1,07	0,8377	1,278	0,2035
Abril	-2,98	1,3427	-2,226	0,0277 *
Maio	2,20	1,3141	1,679	0,0955 .

Legenda: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Fonte: Do autor (2018).

Assim, o ajuste foi:

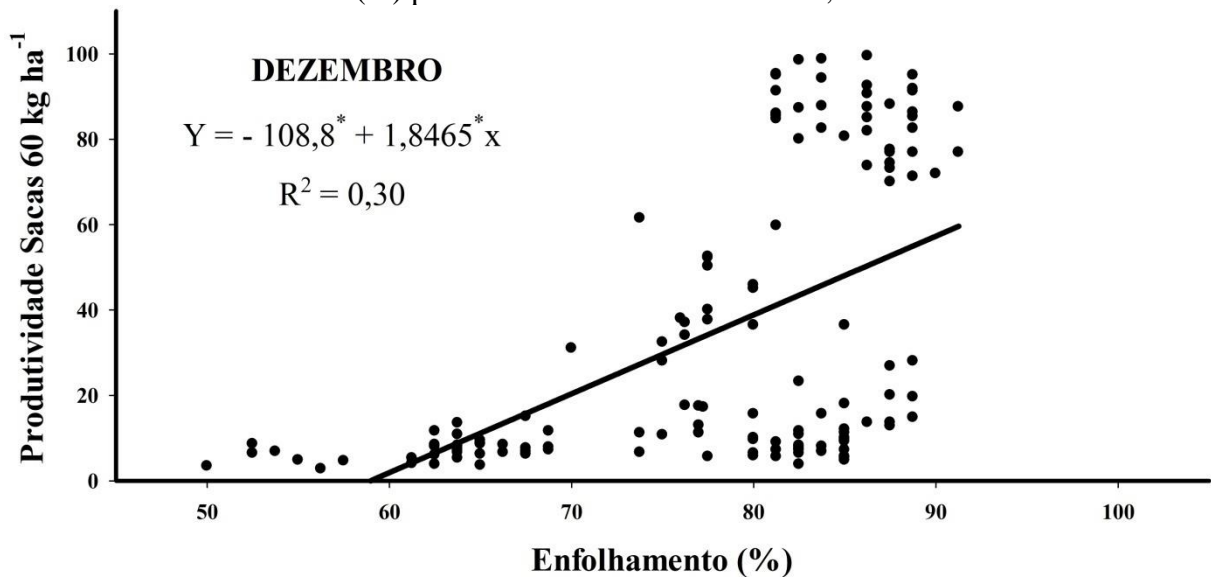
$$\text{Produtividade} = - 108,8 + 1,8556\text{ED} \quad (35)$$

Sendo:

ED = Enfolhamento em Dezembro.

O coeficiente de determinação (R^2) foi menor, de 0,30 ($p < 0,05$) (Figura 14).

Figura 14 - Ajuste de modelo de pontos múltiplos linear para a produção em função do enfolhamento (%) para o mês de dezembro. Lavras, 2018.



Fonte: Do autor (2018);

* Significativo teste t ($p < 0,05$).

Com o valor do coeficiente de determinação reduzido, o modelo não explica as perdas de produtividade. Não foi realizada a categorização em intervalos de classes para as 141 observações para o modelo de pontos múltiplos, pois os dados ficariam desbalanceados.

4.2.2.3 Modelos integral linear e não linear exponencial

Para as análises de perdas da produtividade em função do enfolhamento do cafeeiro, as variáveis produtividade e área abaixo da curva de progresso do enfolhamento (AACPE), foram submetidas à análise de regressão para ajuste de modelo. Para isso, realizou-se o ajuste de modelo integral linear e não linear exponencial para a produtividade em função da área abaixo da curva de progresso do enfolhamento (AACPE) das médias de 141 observações de 18 experimentos realizados em 04 anos-safra.

Os modelos, integral linear e não linear exponencial, considerando a interação das avaliações realizadas ao longo do tempo ajustados, foram:

$$\text{Produtividade} = 38,8 + 0,006606\text{AACPE} \quad (36)$$

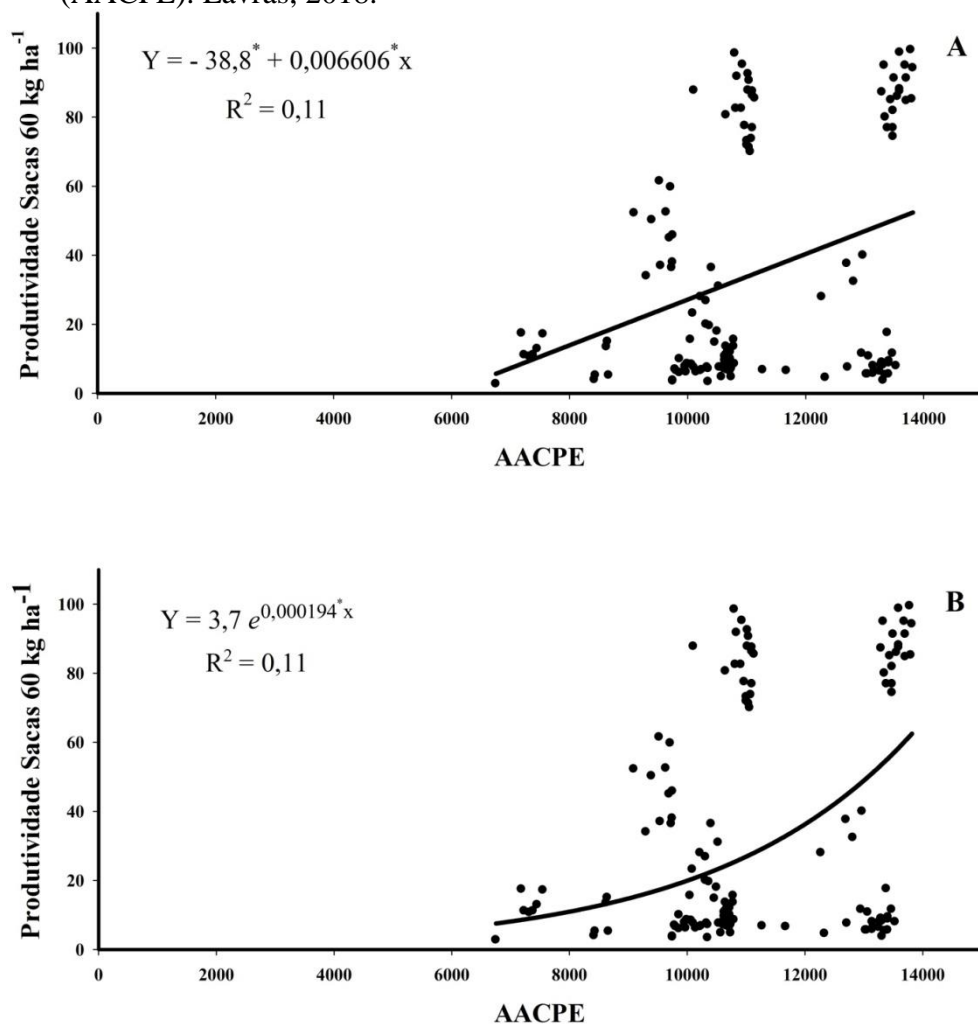
$$\text{Produtividade} = 3,7e^{0,000194\text{AACPE}} \quad (37)$$

Sendo:

AACPE = Área Abaixo da Curva de Progresso do Enfolhamento.

Porém, ajustados com valores de coeficiente de determinação (R^2), de 0,11 e 0,11 ($p < 0,05$) (Figura 15). Esses valores do R^2 foram baixos, devido os dados não apresentar distribuição normal e assim não atender os pressupostos de normalidade ($p > 0,05$) em ambos modelos.

Figura 15 - Ajuste de modelo integral linear (A) e não linear exponencial (B) para a produtividade em função da área abaixo da curva de progresso do enfolhamento (AACPE). Lavras, 2018.



Fonte: Do autor (2018);

* Significativo teste t ($p < 0,05$).

Ocorreu entre os valores de 10.000 a 14.000 de AACPE produções de 0 até 100 sacas ha⁻¹. Utilizando a variável não foi possível detectar somente o efeito do enfolhamento na produtividade, certamente outras variáveis, como clima, podas e pragas, entre outras, podem ter influenciado a produtividade.

Após análise dos dados por não atenderem os pressupostos de normalidade ($p > 0,05$) devido à alta variabilidade dos dados, foi realizado a categorização em intervalos de classes, o qual consiste em agrupar os dados de modo a fornecer a quantidade de dados em classes, com intuito de obter a média e a variância dos dados (VIEIRA, 2015; FERREIRA, 2009). Posteriormente a categorização, foi obtido 12 intervalos de classes.

Os modelos, integral linear e não linear exponencial após a categorização e agora considerando as classes foram ajustados:

$$\text{Produtividade} = - 27,9 + 0,005899\text{AACPE} \quad (38)$$

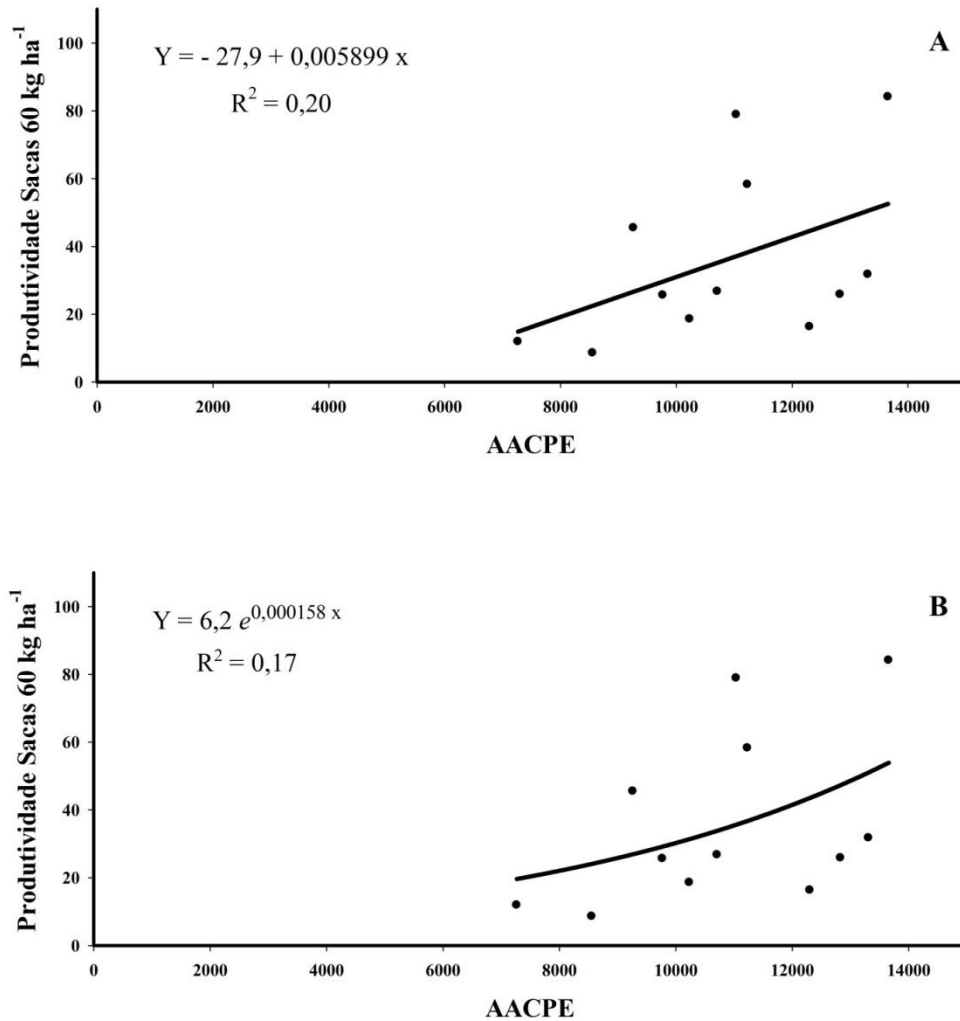
$$\text{Produtividade} = 6,2 e^{0,000158\text{AACPE}} \quad (39)$$

Sendo:

AACPE = Área Abaixo da Curva de Progresso do Enfolhamento.

No entanto, os modelos foram ajustados com pequenos valores de coeficientes de determinação (R^2) de 0,20 e 0,17 ($p < 0,05$) (Figura 16).

Figura 16 - Ajuste de modelo integral linear (A) e integral não linear exponencial (B) para a produtividade em função da área abaixo da curva de progresso do enfolhamento (AACPE). Lavras, 2018.



Fonte: Do autor (2018).

Os valores dos coeficientes de determinação (R^2) de ambos os modelos ajustados acima foram pequenos. E mesmo os dados atenderem o pressuposto de normalidade ($p > 0,05$) os parâmetros não foram significativos no teste t ($p < 0,05$). Por tanto, não explicando as perdas de produtividade.

5 CONCLUSÕES

Foi possível ajustar modelos de perdas de produtividade. Observadas na mesma safra de incidência da ferrugem.

A categorização dos dados em classes possibilitou para que os dados pudessem atender os pressupostos de normalidade, além do aumento o coeficiente de determinação dos modelos ajustados.

O modelo integral não linear exponencial quantifica com maior exatidão as perdas da produtividade do cafeeiro devido à ferrugem.

O modelo de ponto crítico não linear exponencial obteve melhor ajuste em mensurar perdas de produtividade nos meses de dezembro a março.

O modelo de ponto crítico linear em descrever perdas nos meses de dezembro, janeiro e fevereiro na produtividade relacionada ao enfolhamento.

Houve grande variação na estimativa de perdas. As perdas estimadas por esses modelos variaram de 59,8 a 99,8%.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Segundo os resultados obtidos, após a categorização em intervalos de classes, as perdas de produtividade no cafeeiro podem ser quantificadas com modelo integral não linear exponencial e modelo de ponto crítico linear e não linear exponencial no mesmo ano agrícola.

A modelagem utilizada pode ser usada em culturas perenes para estimar perdas da produtividade. Permitindo, calcular o valor financeiro do impacto da ferrugem na cultura do café.

Recomenda-se a necessidade da continuidade de quantificar perdas da produtividade na cultura do café para outras doenças consideradas importantes para essa “commodity”.

REFERÊNCIAS

AGRIOS, G. N. **Plant pathology**. 5ª edição. Amsterdam, Elsevier Academic Press, 2005. 922 p.

AGROSTAT – **Estatísticas de Comércio Exterior do Agronegócio Brasileiro**. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento, 2018. Disponível em: <<http://indicadores.agricultura.gov.br/index.htm>>. Acesso em: 28 dezembro de 2018.

AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. **IEEE Transactions on Automatic Control**, Boston, v. 19, n. 6, p. 716-723. 1974.

ALVES, M. C.; SILVA, F. M.; MORAES, J. C.; POZZA, E. A.; OLIVEIRA, M. S.; SOUZA, J. C. S.; ALVES, L. S. Geostatistical analysis of the spatial variation of the berry borer and leaf miner in a coffee agroecosystem. **Precision Agriculture**, v. 12, p. 18-31, 2011.

ALVES, M. C.; SILVA, F. M.; POZZA, E. A.; OLIVEIRA, M. S. Modeling spatial variability and pattern of rust and Brown eye spot in coffee agroecosystem. **Journal of Pest Science**, v. 82, n. 2, p. 137-148, 2009.

AMORIM, L.; BERGAMIN FILHO, A. Fenologia, patometria e quantificação de danos. In.: **Manual de Fitopatologia: Princípios e Conceitos**. 5ª edição. v.1. Ed.: AMORIM, L.; REZENDE, J. A. M.; BERGAMIN FILHO, A. 5ª Edição -- Ouro Fino – MG: Agronômica Ceres, 2018. 573p.

ALVAREZ V., V. H.; RIBEIRO, A. C. Calagem. In.: RIBEIRO, A. C.; GUIMARÃES, P. T. G.; ALVAREZ V., V. H. (Ed.). **Recomendações para o uso de corretivos e fertilizantes em Minas Gerais: 5ª aproximação**. Viçosa, MG, 1999. p. 43-60.

ALVAREZ V., V. H.; NOVAIS, R. F.; BARROS, N. F.; CANTARUTTI, R. B.; LOPES, A. S. Interpretação dos resultados das análises de solos. In.: RIBEIRO, A. C.; GUIMARÃES, P. T. G.; ALVAREZ V., V. H. (Ed.). **Recomendações para o uso de corretivos e fertilizantes em Minas Gerais: 5ª aproximação**. Viçosa, MG, 1999. p. 25-32.

AVELINO, J.; CRISTANCHO, M.; GEORGIU, S.; IMBACH, P.; AGUILAR, L.; BORNEMANN, G.; LÄDERACH, P.; ANZUETO, F.; HRUSKA, A. J.; MORALES, C. The coffee rust crises in Colombia and Central America (2008–2013): impacts, plausible causes and proposed solutions. **Food Security**. v. 7, n. 2, p. 303-321. 2015.

AVELINO, J.; MULLER, R. A.; CILAS, C.; VELASCO-PASCUAL, H. Development and behaviour of coffee Orange rust (*Hemileia vastatrix* Berk. and Br.) in plantations undergoing modernization, planted with dwarf varieties in South-East Mexico. **Café Cacao Thé**, v. 35. p. 21-37, 1991.

AVELINO, J.; SAVARY, S. Rational and optimized chemical control of coffee leaf rust (*Hemileia vastatrix*). In **Plantations, recherche, développement: recherche et caféiculture**. Montpellier, France: CIRAD. 2002.

AVELINO, J.; WILLOCQUET, L.; SAVARY, S. Effects of crop management patterns on coffee rust epidemics. **Plant Pathol.**, v. 53, p. 541-547, 2004.

AVELINO, J.; ZELAYA, H.; MERLO, A.; PINEDA, A.; ORDONEZ, M.; SAVARY, S. The intensity of a coffee rust epidemic is dependent on production situations. **Ecological Modelling**, v. 197, n. 3-4, p. 431-447, 2006.

BARBOSA, D. H. S. G.; SOUZA, R. M.; VIEIRA, H. D. Field assessment of coffee (*Coffea arabica* L.) cultivars in *Meloidogyne exigua*-infested-free fields in Rio de Janeiro State, Brazil. **Crop. Protection**, Guildford, v. 29, n. 2, p. 175-177, 2010.

BARBOSA, D. H. S. G.; VIEIRA, H. D.; SOUZA, R.M.; VIANA, A. P.; SILVA, C. P. Field Estimates of Coffee Yield Losses and Damage Threshold by *Meloidogyne exigua*. **Nematologia Brasileira**, v.28, p. 49-54, 2004.

BARBOSA JUNIOR, M. P.; POZZA, E. A.; NETO, H. S.; SILVA, M. L. O.; POZZA, A. A. A.; GUIMARÃES, R. J.; SOUZA, P. E. Brown eye spot in coffee subjected to different drip irrigation and fertilization management. **Australasian Plant Pathology**, v. 48, p. 13-25, 2019.

BASSANEZI, R. C. **Modelagem matemática: teoria e prática**. São Paulo: contexto, 2015.

BASSANEZI, R. B.; MONTESINO, L. H.; GASPAROTO, M. C. G.; BERGAMIN FILHO, A.; AMORIM, L. Yield loss caused by huanglongbing in different sweet Orange cultivars in São Paulo, Brazil. **Eur. J. Plant. Pathol.**, v. 130, p. 577-586, 2011.

BENDER, E. A. **An introduction to mathematical modeling**. Wiley, New York. Sity Press, Cambridge, UK. 1978.

BERGAMIN FILHO, A.; CARNEIRO, S. M. T. P. G.; GODOY, C. V.; AMORIM, L.; BERGER, R. D.; HAU, B. Angular leaf spot of *Phaseolus* beans: relationships between disease, healthy leaf area, and yield. **Phytopathology**, v.87, p.506-515, 1997.

BERGAMIN FILHO, A.; AMORIM, L. **Doenças de plantas tropicais: epidemiologia e controle econômico**. São Paulo: Agronômica Ceres, 299p. 1996.

BOLDINI, J. M. **Epidemiologia da ferrugem e da cercosporiose em cafeeiro irrigado e fertirrigado**. 2001. 67 p. Dissertação (Mestrado em Fitopatologia) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2001.

BRITO, G. G.; CAIXETA, E. T.; GALLINA, A. P.; ZAMBOLIM, E. M.; ZAMBOLIM, L.; DIOLA, V.; LOUREIRO, M. E. Inheritance of coffee rust resistance and indentification of AFLP markers linked to the resistance gene. **Euphytica**, Wageningen, v. 173, n. 2, p. 255-264, May. 2010.

BROWN, J.; WHAN, J.; KENNY, M.; MERRIMAN, P. The effect of coffee leaf rust on foliation and yield of coffee in Papua New Guinea. **Crop Protection**, v. 14, n.7, p. 589-592, 1995.

- CAMARGO, A. P. de; CAMARGO, M. B. P. de. Definição e esquematização das fases fenológicas do cafeeiro arábica nas condições tropicais do Brasil. **Bragantia**, Campinas, SP, v. 60, n. 1, p. 65-68, 2001.
- CAMPBELL, C. L.; MADDEN, L. V. Crop loss assessment and modeling. In.: CAMPBELL, C. L.; MADDEN, L. V. **Introduction to plant disease epidemiology**. New York: John Wiley & Sons, p. 393-422, 1990.
- CANTERI, M. G.; DALLA PRIA, M.; SCHIEBELBEIN, L. M.; SILVA, O. C.; AMORIM, L.; BERGAMIN FILHO, A. Relações entre área foliar sadia, produtividade, refletância e severidade da mancha angular do feijoeiro. **Fitopatologia Brasileira**, v.23, n.4, p.498-501, 1998.
- CAPUCHO, A. S.; ZAMBOLIM, L.; LOPES, U. N.; MILAGRES, N. S. Chemical control of coffee leaf rust in *Coffea canephora* cv. *conilon*. **Australasian Plant Pathol.**, v. 42, n. 6, p. 667-673, 2013.
- CARVALHO, A. M. de; CARDOSO, D. A.; CARVALHO, G. R.; CARVALHO, V. L.; PEREIRA, A. A.; FERREIRA, A. D.; CARNEIRO, L. F. Comportamento de cultivares de cafeeiro sob a incidência das doenças da ferrugem e cercosporiose em dois ambientes de cultivo. **Coffee Science**, Lavras, v. 12, n. 1, p. 100-107, jan./mar. 2017.
- CARVALHO, G. R.; MENDES, A. N. G.; BARTHOLO, G. F.; AMARAL, M. A. Evaluation and selection of progênies from cross of Catuaí with Mundo Novo coffee cultivars. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 30, n. 5, p. 844-852, set./out. 2006.
- CARVALHO, V. L. de; CHALFOUN, S. M.; CASTRO, H. A. de. Influência de diferentes níveis de produção sobre a evolução da ferrugem do cafeeiro e sobre teores foliares de compostos fenólicos. **Ciência Agrotécnica**, v. 25, n. 1, p. 49-54, 2001.
- CARVALHO, V. L. de; CHALFOUN, S. M. **Manejo integrado das principais doenças do cafeeiro**. Informe Agropecuário, Belo Horizonte, v.19, n.193, p.27-35, 1998.
- CARVALHO, V. L. de; SOUZA, S. M. C. de. **Ferrugem: doença mais importante do cafeeiro**. Lavras: EPAMIG, 1998. (Circular Técnica, 87).
- CECAFE – **Conselho dos Exportadores de Café do Brasil**, 2018. Disponível em: http://www.sapc.embrapa.br/arquivos/consorcio/informe_estatistico/CECAFE_Relatorio_Mensal_Dezembro_2018.pdf. Acesso em: 30 de dezembro de 2018.
- CERDAS, R.; AVELINO, J.; GARY, C.; TIXIER, P.; LECHEVALLIER, E.; ALLINNE C. Primary and secondary yield losses caused by pests and diseases: assessment and modeling in coffee. **PLoS ONE**. 12(1): e0169133. 2017.doi:10.1371/journal.pone.0169133.
- CHALFOUN, S. M.; CARVALHO, V. L.; PEREIRA, M. C. Efeitos de alterações climáticas sobre o progresso da ferrugem (*Hemileia vastatrix* Berk. & Br.) do cafeeiro (*Coffea arabica* L.). **Ciênc. Agrotec.**, v. 25, n. 5, p. 1248-1252, 2001.

CHEATHAM, M. R.; ROUSE, M. N.; ESKER, P. D.; IGNACIO, S.; PRADEL, W.; RAYMUNDO, R.; SPARKS, A. H.; FORBES, G. A.; GORDON, T. R.; GARRETT, K. A. Beyond yield: plant disease in the context of ecosystem services. **Phytopathology**, v. 99, n. 11, p. 1228-1236, 2009. Doi: 10.1094/PHYTO-99-11-1228.

CHIARAPPA, L. (Ed.). **Crop loss assessment methods**. FAO Manual on the evaluation and prevention of losses by pests, disease and weeds. Farnham Royal, England: Commonwealth Agricultural Bureaux, Loose-leaf.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO (CONAB). **Acompanhamento da safra brasileira de café safra 2018**, primeiro levantamento, janeiro/2018. Brasília, 2018.

Disponível em:

http://www.conab.gov.br/OlalaCMS/uploads/arquivos/18_01_24_17_34_27_cafe_janeiro2018.pdf. Acesso em: 01 fev. 2018.

COOKE, B. M. Disease assessment and yield loss. In: COOKE B. M.; JONES D. G.; KAYE B. editors. **The Epidemiology of Plant Diseases**: Springer Netherlands; p. 43-80. 2006.

COSTA, M. J. N.; ZAMBOLIM, L.; RODRIGUES, F. A. Efeito de níveis de desbaste de frutos do cafeeiro na incidência da ferrugem, no teor de nutrientes, carboidratos e açúcares redutores. **Fitopatologia Brasileira**, v. 31, n. 6, p. 564-571, 2006.

CUSTÓDIO, A. A. P.; POZZA, E. A.; CUSTÓDIO, A. A. P.; SOUZA, P. E.; LIMA, L. A.; SILVA, A. M. Effect of center-pivot irrigation in the rust and brown eye spot of coffee. **Plant Disease**, v. 98, n. 7, p. 943-947, July, 2014.

CUNHA, R. L.; MENDES, A. N. G.; CHALFOUN, S. M. Controle químico da ferrugem do cafeeiro (*Coffea arabica* L.) e seus efeitos na produção e preservação do enfolhamento. **Ciênc. Agrotec.**, v. 28, n. 5, p. 990-996, 2004.

DAMATTA, F. M.; RONCH, C. P.; MAESTRI, M.; BARROS, R. S. Ecophysiology of coffee growth and production. **Braz J Plant Physiol**. v. 19, n. 4, p. 485-510. 2007.

DATNOFF, L. E.; ELMER, W. H.; HUBER, D. M. **Mineral nutrition and plant disease**. Saint Paul: APS Press, 278 p, 2007.

DIXON, G. R.; TILSTON, E. L. Soil-borne pathogens and their interactions with the soil environment. In: DIXON, G. R.; TILSTON, E. L. (Ed.). **Soil microbiology and sustainable crop production**. 2010, 443 p.

DRAPER, N. R.; SMITH, H. **Applied regression analysis**. 3rded. New York: J. Wiley, 1998.

FAO. **The state of food insecurity in the world (SOFI), 2000**. Disponível em:

<http://www.fao.org/FOCUS/E/SOFI00/sofi001-e.htm>.

FERNANDES, L. H. M.; RESENDE, M. L. V.; PEREIRA, R. B.; COSTA, B. H. G.; MONTEIRO, A. C. A.; RIBEIRO JUNIOR, P. M. Acibenzolar-S-Methyl in rust and blotch control in field conditions. **Coffee Science**, v. 8, n. 1, p. 21-29, 2013.

- FERRAZ, G. E. S.; SILVA, F. M.; CARVALHO, L. C. C.; ALVES, M. C.; FRANCO, B. C. Variabilidade espacial e temporal do fósforo, potássio e da produtividade de uma lavoura cafeeira. **Engenharia Agrícola**, v. 32, p. 140-150, 2012.
- FERREIRA, D. F. **Estatística Básica**, 2. ed. rev. Editora UFLA, Lavras, 664p. 2009.
- FERREIRA, S. A.; BOLEY, R. A. *Hemileia vastatrix*. **Crop Knowledge Master**. 1991. Disponível em: www.extento.hawaii.edu/kbase/crop/type/h_vasta.htm. Acesso em: 01/05/2019.
- FREITAS, A. S. POZZA, E. A.; ALVES, M. C.; COELHO, G. ROCHA, H. S.; POZZA, A. A. A. Spatial distribution of Yellow Sigatoka Leaf Spot correlated with soil fertility and plant nutrition. **Precision Agriculture**, v. 17, n. 1, p. 93-107, 2016.
- GARCÉS-FIALLOS, F. R. Modelo de ponto crítico para estimar danos causados pela mela na cultura do feijoeiro. **Ciencia y Tecnología**, v.4, n.1, p.1-4, 2011.
- GARCIA JÚNIOR, D.; POZZA, E. A.; POZZA, A. A. A.; SOUZA, P. E.; CARVALHO, J. G.; BALIEIRO, A. C. Incidência e severidade da cercosporiose do cafeeiro em função do suprimento de potássio e cálcio em solução nutritiva. **Fitopatologia Brasileira**, v. 28, p. 286-291, 2003.
- GASPAR, G. G.; TAKAHASHI, H. W.; CANTERI, M. G.; ALMEIDA, J. C. V.; FIORETTO, R. A.; ANDRADE, B. L. G.; FANTIN, L. H. Balance among calcium, magnesium and potassium levels affecting Asian Soybean Rust severity. **Agronomy Science and Biotechnology**, v. 1, p. 39-44, 2015.
- GAUNT, R. E.; The relationship between plant disease severity and yield. **Annual Review of Phytopathology**, v. 33, p. 119-144, 1995.
- GHINI, R.; HAMADA, E.; PEDRO JÚNIOR, M. J.; GONÇALVES, R. R. V. Incubation period of *Hemileia vastatrix* in coffee plants in Brazil simulated under climate change. **Summa Phytopathol.**, v. 37, n. 2, Apr./June, 2011. <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-54052011000200001>.
- GILIO, T. A. S.; ARAUJO, D. V. de.; ARAUJO, K. L.; FREGONESE, T. E.; FRANZON, R. C.; PIZZATO, J. A. Estimated damage caused by ramularia leaf spots on cotton. **African Journal of Agricultural Research**, v. 12, n. 1, p. 12-19, jan. 2017. Doi: <http://doi.org/10.5897/AJAR2016.11727>.
- GREE, G. Epidemiology of coffee leaf rust in the eastern highlands. **Newsletter Coffee Research Institute**, v. 2, p. 16-20, 1993.
- HOFFMANN, R. Análise de regressão: uma introdução à econometria. 5 ed. Piracicaba. 393p. 2016. Disponível em: <http://www.livrosabertos.sibi.usp.br/portaldelivrosUSP/catalog/download/73/64/310-1?inline=1>. Acesso em: 10 de dezembro de 2018.
- HUBER, D. M. Manejo de la nutrición para el combate de patógenos de plantas. **Agronomía Costarricense**, v. 21, n. 1, p. 99-102, 1997.

INTERNATIONAL COFFEE ORGANIZATION- ICO (2014). **World coffee trade (1963 – 2013)**: A review of the markets, challenges and opportunities facing the sector. ICC-111-5 Rev. 1, London. Disponível em: <http://www.ico.org/documents/cy2013-14/icc-111-5-r1eworld-coffee-outlook.pdf>.

JACKSON, D.; SKILLMAN, J.; VANDERMEER, J. Indirect biological control of the coffee leaf rust, *Hemileia vastatrix*, by the entomogenous fungus *Lecanicillium lecanii* in a complex coffee agroecosystem. **Biological Control**, v. 61, p. 89-97, 2012.

JAMES, W. C. Assessment of plant disease and losses. **Annual Review of Phytopathology**, v.12, p. 27-48, 1974.

JAMES, W. C.; TENG, P. S. The quantification of production constraints associated with plant diseases. In: COAKEY, T.H. (ed.). **Applied biology**, New York: Academic Press, v.4. 1979.

JESUS JÚNIOR, W. C.; VALE, F. X. R.; BERGAMIN FILHO, A. Quantificação de danos e perdas. In: VALE, F. X. R.; JESUS JÚNIOR, W. C.; ZAMBOLIM, L. **Epidemiologia aplicada ao manejo de doenças de plantas**. Belo Horizonte, MG: Perfil, p. 271-297, 2004.

KUSHALAPPA, A. C.; CHAVES, G. M. An analysis of the development of coffee rust in the field. **Fitopatologia Brasileira**, v. 5, n. 1, p. 95-103, 1980.

KUSHALAPPA, A. C.; ESKES, A. B. **Coffee rust: epidemiology, resistance and management**. Boca Raton: CRC Press. 1989a.

KUSHALAPPA, A. C.; ESKES, A. B. Advances in coffee rust research. **Ann. Rev. Phytopathol.**, v. 27, p. 503-531, 1989b.

LIMA, L. M.; POZZA, E. A.; TORRES, H. N.; POZZA, A. A. A.; SALGADO, M.; PFENNING, L. H. Relação nitrogênio/potássio com mancha de Phoma e nutrição de mudas de cafeeiro em solução nutritiva. **Tropical Plant Pathology**, v. 35, n. 4, p. 223-228, 2010.

LEITE R. M. V. B. C.; AMORIM, L.; BERGAMIN FILHO, A. Relationships of disease and leaf area variables with yield in the *Alternaria helianthi* – sunflower pathosystem. **Plant Pathology**, v. 55, n. 1, p. 73-81, 2006. Doi: 10.1111/j.1365-3059.2005.01313.x.

LOPES, D. B.; BERGER, R. D.; BERGAMIN FILHO, A. Absorção da área foliar sadia (HAA): uma abordagem para a quantificação de dano e para o manejo integrado de doenças. **Summa Phytopathologica**, v. 20, n. 3/4, p. 134-151, 1994.

LOPES, P. R.; FERRAZ, J. M. G.; THEODORO, V. C. A.; LOPES, I. M. Evolution of coffee rust (*Hemileia vastatrix*) and Brown eye spot (*Cercospora coffeicola*) in conventional, organic-mineral and organic coffee agroecosystem. **Rev. Bras. de Agroecologia**, v. 7, n. 1, p. 160-168, 2012.

MANSK, Z.; MATIELLO, J.B. Efeito da produção, nível de desfolha e inóculo residual sobre a evolução da ferrugem do cafeeiro no Estado do Espírito Santo, In: CONGRESSO

BRASILEIRO DE PESQUISAS CAFEEIRAS, 1984, n, Londrina. **Resumos...**Rio de Janeiro, IBC- GERCA, p.128-130, 1984.

MARSCHNER, H. Mineral nutrition of higher plants. 2.ed. New York: Academic, 889p. 1995.

MAZUCHELI, J.; ACHCAR, J. A. Algumas considerações em regressão não linear. **Acta Scientiarum**, Maringá, v. 24, n. 6, p. 1761-1770, 2002.

MEIRA, C. A. A.; RODRIGUES, L. H. A.; MORAES, S. A. Análise da epidemia da ferrugem do cafeeiro com árvore de decisão. **Tropical Plant Pathology**, v. 33, n. 2, p. 114-124, 2008.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR (MDIC). **Estatísticas do Comércio Exterior, 2018**. Disponível em: <http://www.mdic.gov.br/index.php/comercio-exterior/estatisticas-de-comercio-exterior/series-historicas/grupos-de-produtos>.

MIRANDA, J. C.; SOUZA, P. E.; POZZA, E. A.; FARIA, M. A.; SANTOS, F. S.; BARRETO, S. S.; SILVA, M. L. O. Intensidade da ferrugem em cafeeiro fertirrigado. **Ciênc. Agrotec.**, v. 30, n. 5, p. 885-891, 2006.

MONACO, L. C. Consequences of the introduction of coffee leaf rust into Brazil. **Annals New York Academy of Sciences**, v. 287, p. 57-71, 1977.

MONTOYA, R. H.; CHAVES, G. M. Influência da temperatura e da luz na germinação, infectividade e período de geração de *Hemileia vastatrix* Berk. & Br. **Experientiae**, v. 18, n. 11, p. 239-266, dezembro, 1974.

NUTTER, F. W.; TENG, P. S.; ROYER, M. H. Terms and Concepts for Yield, Crop Loss, and Disease Thresholds. **Plant Disease**, v. 77, p. 211-6, 1993.

OERKE, E. C. Crop losses to pests. **Journal of Agricultural Science**, v. 144, p. 31-43, 2006.

PAVELEY, N. D.; LOCKLEY, K. D.; SYLVESTER-BRADLEY, R.; THOMAS, J. Determinants of fungicide spray decisions for wheat. **Pesticide Science**, v.49, p. 379-388, 1997.

PINHEIRO, J. B.; POZZA, E. A.; POZZA, A. A. A.; MOREIRA, A. S.; ALVES, M. C.; CAMPOS, V. P. Influência da nutrição mineral da distribuição espacial do nematóide de cisto da soja. **Nematologia Brasileira**, v. 32, p. 270-278, 2008.

PINTO, A. C. S.; POZZA, E. A.; SOUZA, P. E.; POZZA, A. A. A.; TALAMINI, V.; BOLDINI, J. M.; SANTOS, F. S. Descrição da epidemia da ferrugem do cafeeiro com redes neuronais. **Fitopatologia Brasileira**, Brasília, v. 27, n. 5, p. 517-524, set./out. 2002.

POZZA, E. A.; ALVES, M. de C. Impacto potencial das mudanças climáticas sobre as doenças fúngicas do cafeeiro no Brasil. In.: GHINI, R.; RAMADA, E. (Org.). **Mudanças Climáticas: impactos sobre doenças de plantas no Brasil**. Embrapa Informação Tecnológica, p. 215-233, 2008.

POZZA, A. A. A.; GUIMARÃES, P. T. G.; POZZA, E. A.; CARVALHO, J. G.; MONTANARI, M.; SOUZA, R. F. Efeito do tipo de substrato e da presença de adubação suplementar sobre o crescimento vegetativo, nutrição mineral, custo de produção e intensidade de cercosporiose em mudas de cafeeiro formadas em tubetes. **Ciência e Agrotecnologia**, v. 31, n. 3, p. 685-692, 2007.

POZZA, A. A. A.; MARTINEZ, H. E. P.; CAIXETA, S. L.; CARDOSO, A. A.; ZAMBOLIM, L.; POZZA, E. A. Influência da nutrição mineral na intensidade da mancha-de-olho-pardo em mudas de cafeeiro. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 36, n. 1, p. 53-60, 2001.

POZZA, E. A.; CARVALHO, V. L.; CHALFOUN, S. M. Sintomas de injúrias causadas por doenças em cafeeiro. In: GUIMARÃES, R. J.; MENDES, A. N. G.; BALIZA, D. P. (Ed.). **Semiologia do cafeeiro: sintomas de desordens nutricionais, fitossanitárias e fisiológicas**. Lavras: Editora UFLA, p. 69-101, 2010.

POZZA, E. A.; POZZA, A. A. A. Relação entre a nutrição e as doenças de plantas: implicações práticas. In: MACHADO, A. K. F. M. et al. (Ed.). **Avanços da otimização no uso de defensivos agrícolas no manejo fitossanitário**. São Carlos: Suprema Gráfica e Editora, p. 259-282, 2012.

POZZA, E. A.; POZZA, A. A. A. Manejo de doenças de plantas com macro e micronutrientes. **Fitopatologia Brasileira**, v. 28, p. 52-54, 2003.

POZZA, E. A.; POZZA, A. A. A.; BOTELHO, D. M. S. Silicon in plant disease control. **Rev. Ceres**, v. 62, n. 3, p. 323-331, 2015.

PRABHU, A. S.; ARAÚJO, L. G.; FAUSTINA, C.; BERNI, R. F. Estimativas de danos causados pela brusone na produtividade de arroz de terras altas. **Pesq. Agropec. Bras.**, Brasília, v. 38, n. 9, p. 1045-1051, 2003.

RAYNER, R. W. Rust disease of coffee. 2. Spread of the disease. **World Crops**, v. 12, p. 222-224, 1960.

ROCHA, J. G.; ZAMBOLIM, L.; ZAMBOLIM, E. M.; VALE, F. X. R.; JUNIOR, W. C. J.; BERGAMIN FILHO, A. Quantification of yield loss due to coffee leaf scorch. **Crop Protection**, v. 29, p. 1100-1104, 2010.

R_Core_Team. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Disponível em: <<http://www.R-project.org>>. 2018.

ROSSING, W. A. H.; VAN OIJEN, M.; VAN DER WERF, W.; BASTIAANS, L.; RABBINGER, R. Modeling the effects of foliar pests and pathogens on light interception, photosynthesis, growth rate and yield of field crops. In: AYRES, P.G. (Ed.). **Pests and pathogens: plant responses to foliar attack**. Oxford: Bios Scientific, p. 161-180. 1992.

SALGADO, B. G.; MACEDO, R. L. G.; CARVALHO, V. L.; SALGADO, M.; VENTURIN, N. Progress of rust and coffee plant cercosporiose mixed with grevilea, with ingazeiro and in

the full sunshine in Lavras-MG. **Ciênc. agrotec.**, Lavras, v. 31, n. 4, p. 1067-1074, jul./ago., 2007.

SANTINATO, R.; UAMAMUSHI, C. A.; HORIO, C. V., IAMANAKA, K. Irrigação do cafezal com tripa plástica e válvula CS, em região hídrica marginal, para *Cofflea arabica*. **Cafeicultura Moderna**, Rio de Janeiro, n.3, p.31-39, 1988.

SANTOS, F. S.; SOUZA, P. E.; POZZA, E. A.; MIRANDA, J. C.; CARVALHO, E. A.; FERNANDES, L. H. M.; POZZA, A. A. A. Adubação orgânica, nutrição e progresso de cercosporiose e ferrugem-do-cafeeiro. **Pesq. agropec. bras.**, v. 43, n. 7, p. 783-791, 2008.

SAVARY, S.; MILLE, B.; ROLLAND, B.; LUCAS, P. Patterns and Management of Crop Multiple Pathosystems. **European Journal of Plant Pathology**, v. 115, n. 1, p. 123-38, 2006a.

SAVARY, S.; TENG, P. S.; WILLOCQUET, L.; NUTTER JR, F. W. Quantification and modeling of crop losses: a review of purposes. **Annu. Rev. Phytopathol.**, v. 44, p. 89-112, 2006b.

SAVARY, S.; WILLOCQUET, L. Simulation Modeling in Botanical Epidemiology and Crop Loss Analysis. **The Plant Health Instructor**. 173 p. 2014.

SHANER, G.; FINNEY, R. E. The effect of nitrogen fertilization on the expression of slow-milde wing resistance in Knox wheat. **Phytopathology**, St. Paul, v. 67, n. 3, p. 1051-1056, Feb. 1977.

SILVA-ACUÑA, R. Estudo epidemiológico da ferrugem do cafeeiro (*Hemileia vastatrix*) utilizando a análise de trilha. **Fitopatologia Brasileira**, Brasília, v. 23, n. 4, p. 425-430, 1998.

SILVA, M. C.; VÁRZEA, V.; GUERRA-GUIMARÃES, L.; AZINHEIRA, H. G.; FERNANDES, D.; PETITOP, A-S.; BERTRAND, B.; LASHERMES, P.; NICOLE, M. Coffee resistance to the main disease: leaf rust and coffee Berry disease. **Brazilian Journal of Plant Physiology**, Piracicaba, v. 18, n. 1, p. 119-147, 2006.

SILVA, M. G.; POZZA, E. A.; VASCO, G. B.; FREITAS, A. S.; CHAVES, E.; PAULA, P. V. A. A.; DORNELAS, G. A.; ALVES, M. C.; SILVA, M. L. O.; POZZA, A. A. A. Geostatistical analysis of coffee leaf rust in irrigated crops and its relation to plant nutrition and soil fertility. **Phytoparasitica**, v. 47, n. 1, p. 117-134, 2019.

SMITH, H. M.; SAMACH, A. Constraints to obtaining consistent annual yields in perennial tree crops. I: Heavy fruit load dominates over vegetative growth. **Plant Sci.**, v. 207, p. 158-67. pmid:23602111. 2013.

STAPLES, R. C. Research on the rust fungi during the twentieth century. **Annual Review of Phytopathology**, v. 38, p. 49-69, 2000.

STEIMAN, S. *Hemileia vastatrix*. 2006. Disponível em: <http://www.coffeeresearch.org/agriculture/hemileiavastatrix.htm>.

- TALAMINI, V.; POZZA, E. A.; SOUZA, P. E.; SILVA, A. M. Progresso da ferrugem e da cercosporiose em cafeeiro (*Coffea arabica*) com diferentes épocas de início e parcelamentos da fertirrigação. **Ciênc. agrotec.**, v. 27, n. 1, p. 141-149, jan./fev., 2003.
- TALHINHAS, P.; BATISTA, D.; DINIZ, I.; VIEIRA.; SILVA, D. N.; LOUREIRO, A.; TAVARES, S.; PEREIRA, A. P.; AZINHEIRA, H. G.; GUERRA-GUIMARÃES, L.; VÁRZEA, V.; SILVA, M. C. The coffee leaf rust pathogen *Hemileia vastatrix*: one and a half centuries around the tropics. **Molecular Plant Pathology**, v. 18, n. 8, p. 1039-1051, 2017.
- TAIZ, L.; ZEIGER, E. **Fisiologia vegetal**. 5. ed. Porto Alegre: Artemed, 954p. 2013.
- TENG, P. S. Construction of predictive models. II. Forecasting crop losses. In: GILLIGAN, C.A. (ed.). **Advances in Plant Pathology**, London: Academic Press, v. 3, 1985.
- TENG, P. S. **Crop loss assessment and pest management**. St Paul: APS Press, 1987.
- UCHÔA, C. N.; POZZA, E. A.; POZZA, A. A. A.; MORAES, W. S. Geostatistical modeling of Black-Sigatoka and relation to soil fertility. **Bioscience Journal**, v. 27, n. 3, p. 357-362, 2011.
- UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE - USDA. Coffee: world markets and trade. Disponível em : <https://apps.fas.usda.gov/psdonline/circulars/coffee.pdf>. Acesso em: 03 nov. 2018.
- VENTURA, J. A.; COSTA, H.; SANTANA, E. M.; MARTINS, M. V. V. **Diagnóstico e manejo das doenças do cafeeiro conilon**. In: FERRÃO, R. G.; FONSECA, A. F. A.; BRAGANÇA, S. M.; FERRÃO, M. A. G.; MUNER, L. H. Eds. *Café Conilon*. Vitória, Brasil: Incaper, p. 451-497, 2007.
- VIEIRA, S. **Estatística básica**. São Paulo: Cengage Learning, 176 p.2015.
- WAGGONER, P. E.; BERGER, R. D. Defoliation, disease and growth. **Phytopathology**, v. 77, p. 393-398, 1987.
- YANG, X.B.; TSCHANZ, A.T.; DOWLER, W.M.; WANG, T.C. Development of yield loss models in relation to reductions of components of soybean infected with *Phakopsora pachyrhizi*. **Phytopathology**, St Paul, v. 81, n. 11, p.1420-1426, 1991.
- ZAMBOLIM, L. Doenças do cafeeiro. In.: AMORIM, L.; REZENDE, J. A. M.; BERGAMIN FILHO, A.; CAMARGO, L. E. A. **Manual de Fitopatologia v2 Doenças de Plantas Cultivadas**. 5 ed. Ouro Fino – MG: Agronômica Ceres, v2, p.193-213, 2016.
- ZAMBOLIM, L.; RIBEIRO DO VALE, F. X.; PEREIRA, A. A.; CHAVES, G. M. *Café (Coffea arabica L.)*, controle de doenças. In.: RIBEIRO DO VALE, F. X.; ZAMBOLIM, L. **Controle de doenças de plantas: grandes culturas**. Viçosa: Departamento de Fitopatologia, v. 2, p. 83-179, 1997.
- ZADOKS, J. C.; SCHEIN, R. D. **Epidemiology and plant disease management**. New York: Oxford University Press. 1979.

