

**Universidade de São Paulo  
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

**Estimação do tamanho ótimo de parcela e uso de medidas de não linearidade na validação de modelos em experimentos com *Passiflora***

**Beatriz Garcia Lopes**

Tese apresentada para obtenção do título de Doutora em Ciências. Área de concentração: Estatística e Experimentação Agronômica

**Piracicaba  
2023**

**Beatriz Garcia Lopes**  
**Licenciada em Matemática**

**Estimação do tamanho ótimo de parcela e uso de medidas de não linearidade na validação de modelos em experimentos com *Passiflora***

versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011

Orientadora:

Profa. Dra. **TACIANA VILLELA SAVIAN**

Tese apresentada para obtenção do título de Doutora em Ciências. Área de concentração: Estatística e Experimentação Agronômica

**Piracicaba**  
**2023**

**Dados Internacionais de Catalogação na Publicação  
DIVISÃO DE BIBLIOTECA - DIBD/ESALQ/USP**

Lopes, Beatriz Garcia

Estimação do tamanho ótimo de parcela e uso de medidas de não linearidade na validação de modelos em experimentos com *Passiflora* / Beatriz Garcia Lopes. -- versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011. -- Piracicaba, 2023 .

131 p.

Tese (Doutorado) -- USP - ESALQ / Universidade de São Paulo - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz".

1. Maracujá-amarelo 2. Maracujá-roxo 3. Precisão experimental 4. Ensaio de uniformidade 5. Curvatura de Bates e Watts I. Título

## AGRADECIMENTOS

Primeiramente, agradeço a Deus pela minha vida, e por todas as oportunidades proporcionadas que me fizeram chegar até aqui.

À minha família, por todo o apoio, paciência e fé que sempre depositaram em mim. Em especial, agradeço os meus pais Rosana e Alexandre, ao meu irmão Allan, e os meus avós Aparecida, Rubens (*in memoriam*), Maria Aparecida e Waldomiro, por sonharem comigo e caminharem passo a passo para essa conquista ser alcançada.

Ao meu parceiro de vida, Lucas, pela paciência, carinho e apoio durante todos esses anos.

À minha orientadora, professora doutora Taciana Villela Savian, pela paciência, aprendizado, ajuda e dedicação.

À minha grande amiga, Glaucia Amorim Faria, que caminha comigo desde 2014 me dando conselhos e apoio incondicional.

Aos professores Sônia Maria de Stefano Piedade e Joel Augusto Muniz por todas as contribuições neste trabalho e na vida.

À USP/ESALQ por toda estrutura necessária à pesquisa.

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001.

## SUMÁRIO

Resumo . . . . .	6
Abstract . . . . .	7
Lista de Figuras . . . . .	8
Lista de Tabelas . . . . .	10
<b>1 Introdução</b> . . . . .	<b>13</b>
Referências . . . . .	13
<b>2 Revisão de Literatura</b> . . . . .	<b>15</b>
2.1 Importância do maracujazeiro . . . . .	15
2.1.1 Espécies de maracujá . . . . .	16
2.1.1.1 <i>Passiflora edulis</i> Sims . . . . .	17
2.1.1.2 <i>Passiflora edulis</i> Sims f. <i>edulis</i> . . . . .	17
2.2 Tamanho e forma de parcela, ensaio em branco e precisão experimental . . . . .	18
2.3 Métodos para estimar o tamanho ótimo de parcelas . . . . .	19
2.3.1 Método Empírico de Smith (1938) . . . . .	19
2.3.2 Método da máxima curvatura . . . . .	23
2.3.3 Método da máxima curvatura modificado . . . . .	24
2.3.4 Proposta de métodos de determinação do tamanho ótimo de parcelas: Método da curvatura máxima da função $CV_X$ modificado e Método da curvatura máxima da função $VU_X$ modificado . . . . .	26
2.3.5 Método do modelo linear segmentado com platô . . . . .	28
2.3.6 Método do modelo quadrático segmentado com platô . . . . .	31
2.3.7 Método de comparação das variâncias . . . . .	33
2.3.8 Método de Hatheway . . . . .	34
2.4 Medidas de não linearidade . . . . .	36
2.4.1 Medidas de curvatura de Bates e Watts . . . . .	38
2.4.2 Vício de Box . . . . .	39
2.5 Critérios para qualidade do ajuste . . . . .	40
2.5.1 Coeficiente de determinação . . . . .	40
2.5.2 Erro quadrático médio . . . . .	41
2.5.3 Critério de Informação de Akaike . . . . .	41
2.5.4 Análise de diagnóstico . . . . .	41
Referências . . . . .	41
<b>3 Análise exploratória dos dados</b> . . . . .	<b>49</b>
Referências . . . . .	55
<b>4 Estimação do tamanho ótimo de parcela em experimentos com espécies do gênero <i>Passiflora</i></b> . . . . .	<b>57</b>
Resumo . . . . .	57
Abstract . . . . .	57
4.1 Introdução . . . . .	58
4.2 Material e métodos . . . . .	58
4.2.1 Métodos para estimar o tamanho ótimo de parcela . . . . .	60
4.2.1.1 Método da máxima curvatura (MC) . . . . .	60
4.2.1.2 Método da máxima curvatura modificado (MCM) . . . . .	60
4.2.1.3 Método da curvatura máxima da função $CV_X$ (MCCV) modificado e método da curvatura máxima da função $V_X$ (MCVAR) modificado . . . . .	60

4.2.1.4	Método do modelo linear segmentado com platô (MLP) . . . . .	61
4.2.1.5	Método do modelo quadrático segmentado com platô (MQP) . . . . .	61
4.2.1.6	Método da comparação das variâncias (MCV) . . . . .	61
4.2.1.7	Método de Hatheway (MH) . . . . .	63
4.3	Resultados e discussão . . . . .	64
4.3.1	Análise exploratória dos dados . . . . .	64
4.3.2	Estimação do tamanho ótimo de parcelas . . . . .	65
4.3.2.1	Método da máxima curvatura (MC) . . . . .	65
4.3.2.2	Método da máxima curvatura modificado (MCM) . . . . .	67
4.3.2.3	Método da curvatura máxima da função $CV_X$ modificado (MCCV) e método da curvatura máxima da função $VU_X$ modificado (MCMVAR) . . . . .	71
4.3.2.4	Método do modelo linear segmentado com platô (MLP) . . . . .	73
4.3.2.5	Método do modelo quadrático segmentado com platô (MQP) . . . . .	76
4.3.2.6	Método da comparação das variâncias (MCV) . . . . .	80
4.3.2.7	Método de Hatheway (MH) . . . . .	81
4.3.2.8	Comparação entre os métodos . . . . .	88
4.4	Conclusões . . . . .	89
	Referências . . . . .	90
5	<b>Uso de medidas de não linearidade na validação de modelos para estimação do tamanho ótimo de parcela com maracujá</b> . . . . .	95
	Resumo . . . . .	95
	Abstract . . . . .	95
5.1	Introdução . . . . .	95
5.2	Material e métodos . . . . .	96
5.3	Resultados e discussão . . . . .	98
5.3.1	Análise exploratória dos dados . . . . .	98
5.3.2	Validação dos modelos para estimar tamanho ótimo de parcela . . . . .	100
5.3.2.1	Ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo . . . . .	100
5.3.2.2	Ensaio de uniformidade com maracujá-roxo . . . . .	113
5.4	Conclusão . . . . .	127
	Referências . . . . .	127
6	<b>Considerações finais</b> . . . . .	131

## RESUMO

### **Estimação do tamanho ótimo de parcela e uso de medidas de não linearidade na validação de modelos em experimentos com *Passiflora***

Maracujá é o nome atribuído popularmente a várias espécies do gênero *Passiflora* e significa "alimento em forma de cuia" no tupi-guarani. A família Passifloraceae, que conta com o gênero *Passiflora*, possui aproximadamente 525 espécies, dentre essas 145 podem ser encontradas no país e 85 destas, são nativas brasileiras. O Brasil é o maior centro de origem do maracujá, sendo o país com maior predominância do gênero *Passiflora*; com isso, o Brasil torna-se importante em questões sócio-econômicas, uma vez que gera-se empregos em diversos setores em torno do maracujá. O maracujá-amarelo possui forte expressão comercial, sendo o de maior importância entre as espécies do gênero *Passiflora* no Brasil, possuindo alto teor de acidez; já o maracujá-roxo possui menor acidez e é altamente cultivado na Colômbia onde é conhecido como gulupa. Um adequado planejamento de experimentos é de extrema importância e para que isso ocorra é fundamental a escolha apropriada do tamanho de parcela; uma vez que, o pesquisador precisa de pleno conhecimento da área experimental em que serão combinados os tamanhos de parcela, número de repetições e número de tratamentos que resultarão em vários níveis de precisão. Assim sendo, a definição do tamanho de parcela busca o aumento em precisão experimental, uma vez que se diminui a precisão quando se opta por um tamanho de parcela menor do que o ideal; porém, ao se optar por tamanhos de parcela maiores que o ideal o pesquisador pode empregar mais do que o necessário em recursos, bem como o aumento do tempo para montagem do experimento. Ainda, são muitos os modelos da literatura que são não lineares e são fortemente influenciados pela não linearidade do modelo; para estudar a não linearidade e seus efeitos, alguns autores propuseram métodos para estimação desses efeitos, bem como analisar a validade das inferências. Para tanto, o trabalho tem por objetivo a recomendação do tamanho ótimo de parcelas e avaliar os modelos utilizados para determinar o tamanho ótimo de parcelas quanto a não linearidade em experimentos com duas espécies de maracujá.

Palavras-chave: Maracujá-amarelo, Maracujá-roxo, Precisão experimental, Ensaio de uniformidade, Curvatura de Bates e Watts

## ABSTRACT

### Estimation of the optimal plot and use of non-linearity measurements from models in experiments with *Passiflora*

Passion fruit is the popular name given to several species of the *Passiflora* genus and means "gourd-shaped food" in Tupi-Guarani. The Passifloraceae family, which has the genus *Passiflora*, has approximately 525 species, among which 145 can be found in the country and 85 of these are native to Brazil. Brazil is the largest center of origin for passion fruit, being the country with the highest predominance of the genus *Passiflora*; therefore, Brazil becomes important in socio-economic issues, since jobs are generated in various sectors around the passion fruit. The yellow passion fruit has a significant commercial expression, being the most important among the species of the genus *Passiflora* in Brazil, having a high acidity content; the purple passion fruit has less acidity and is highly cultivated in Colombia where it is known as gulupa. Appropriate planning of experiments is extremely important, and for this to occur, the appropriate choice of plot size is fundamental; since the researcher needs full knowledge of the experimental area in which the plot sizes, number of repetitions, and number of treatments will be combined, which will result in various levels of precision. Therefore, the definition of the plot size seeks an increase in experimental precision, since precision is reduced when a plot size smaller than the ideal is chosen; however, when opting for plot sizes larger than the ideal, the researcher may use more resources than necessary, as well as increasing the time to set up the experiment. Still, many models in the literature are nonlinear and are strongly influenced by the nonlinearity of the model; to study nonlinearity and its effects, some authors have proposed methods for estimating these effects, as well as analyzing the validity of inferences. Therefore, this work aims to recommend the optimal plot size and to evaluate the models used to determine the optimal plot size regarding nonlinearity in experiments with two passion fruit species.

Keywords: Yellow passion fruit, Purple passion fruit, Experimental precision, Blank test, Bates and Watts curvature



## LISTA DE FIGURAS

1	Maiores produtores de maracujá (em toneladas) no Brasil. . . . .	16
2	<i>Passiflora edulis</i> Sims: plantas em campo (A); flor (B); fruto cortado (C). . . . .	17
3	<i>Passiflora edulis</i> Sims f. <i>edulis</i> : plantas em campo (A); flor (B); fruto cortado (C). . . . .	18
4	Representação gráfica da relação entre o coeficiente de variação ( $CV_x$ ) e o tamanho de parcela ( $X$ ) para o método de máxima curvatura por Bakke (1988) (A) e por Federer (1963) e LeClerg (1966) (B). . . . .	23
5	Representação gráfica da relação entre o coeficiente de variação ( $CV_x$ ) e o tamanho de parcela ( $X$ ) para o método de máxima curvatura modificado. . . . .	26
6	Representação gráfica da relação entre o coeficiente de variação ( $CV_x$ ) e o tamanho de parcela ( $X$ ) para o modelo linear segmentado com platô. . . . .	30
7	Representação gráfica da relação entre o coeficiente de variação ( $CV_x$ ) e o tamanho de parcela ( $X$ ) para o modelo quadrático segmentado com platô. . . . .	32
8	Representação gráfica da relação entre o coeficiente de variação ( $CV_x$ ) e o tamanho de parcela ( $X$ ) com seus respectivos tamanhos de repetição. . . . .	36
9	Espaço do parâmetro, espaço resposta e local da solução para um modelo não linear com $N = 2$ e $P = 1$ . . . . .	37
10	Espaço do parâmetro, espaço resposta e local da solução do modelo reparametrizado . . . . .	38
11	Gráfico de violino para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo. . . . .	52
12	Boxplot para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo. . . . .	53
13	Valores das correlações, gráfico de densidade e gráficos de dispersão para o maracujá amarelo (A) e maracujá roxo (B), para todas as variáveis em estudo . . . . .	54
14	Gráfico de violino no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo para as variáveis em estudo . . . . .	64
15	Gráfico de violino no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo para as variáveis em estudo . . . . .	65
16	Relação entre o coeficiente de variação ( $CV\%$ ) e Tamanho de parcela ( $X_c$ ) em unidades básicas para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo pelo método de máxima curvatura. . . . .	66
17	Relação entre o coeficiente de variação ( $CV\%$ ) e Tamanho de parcela ( $X_c$ ) em unidades básicas para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo pelo método de máxima curvatura. . . . .	67
18	Relação entre o coeficiente de variação ( $CV\%$ ) e Tamanho de parcela ( $X_c$ ) em unidades básicas para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo pelo método de máxima curvatura modificado. . . . .	69
19	Relação entre o coeficiente de variação ( $CV\%$ ) e Tamanho de parcela ( $X_c$ ) em unidades básicas para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo pelo método de máxima curvatura modificado. . . . .	70
20	Relação entre o coeficiente de variação ( $CV\%$ ) e Tamanho de parcela ( $X_c$ ) em unidades básicas para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo pelo modelo linear segmentado com platô. . . . .	74
21	Relação entre o coeficiente de variação ( $CV\%$ ) e Tamanho de parcela ( $X_c$ ) em unidades básicas para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo pelo modelo linear segmentado com platô. . . . .	76

22	Relação entre o coeficiente de variação (CV%) e Tamanho de parcela ( $X_c$ ) em unidades básicas para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo pelo modelo quadrático segmentado com platô. . . . .	78
23	Relação entre o coeficiente de variação (CV%) e Tamanho de parcela ( $X_c$ ) em unidades básicas para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo pelo modelo quadrático segmentado com platô. . . . .	79
24	Gráfico da relação entre tamanho de parcela e coeficiente de variação em maracujá-amarelo.	100
25	Gráfico da relação entre tamanho de parcela e variâncias em maracujá-amarelo. . . . .	101
26	Ajuste do modelo $CV_x = a/X^b$ da relação entre tamanho de parcela e coeficiente de variação no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo. . . . .	105
27	Ajuste do modelo $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{X^b})$ da relação entre tamanho de parcela e coeficiente de variação no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo. . . . .	106
28	Ajuste do modelo $VU_x = V_1/X^b$ da relação entre tamanho de parcela e variâncias no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo. . . . .	107
29	Gráfico dos resíduos estudentizados das variáveis em estudo no modelo $CV_x = a/X^b$ do ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo . . . . .	109
30	Gráfico dos resíduos estudentizados das variáveis em estudo no modelo $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{X^b})$ do ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo . . . . .	110
31	Gráfico dos resíduos estudentizados das variáveis em estudo no modelo $VU_x = V_1/X^b$ do ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo . . . . .	111
32	Gráfico da relação entre tamanho de parcela e coeficiente de variação em maracujá-roxo . . . . .	114
33	Gráfico da relação entre tamanho de parcela e variância em maracujá-roxo. . . . .	115
34	Ajuste modelo $CV_x = a/X^b$ da relação entre o tamanho de parcela e o coeficiente de variação no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo . . . . .	119
35	Ajuste modelo $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{X^b})$ da relação entre o tamanho de parcela e o coeficiente de variação no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo . . . . .	120
36	Ajuste modelo $VU_x = V_1/X^b$ da relação entre o tamanho de parcela e o coeficiente de variação no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo . . . . .	121
37	Gráfico dos resíduos estudentizados das variáveis em estudo no modelo $CV_x = a/X^b$ do ensaio de uniformidade com maracujá-roxo . . . . .	123
38	Gráfico dos resíduos estudentizados das variáveis em estudo no modelo $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{X^b})$ do ensaio de uniformidade com maracujá-roxo . . . . .	124
39	Gráfico dos resíduos estudentizados das variáveis em estudo no modelo $VU_x = V_1/X^b$ do ensaio de uniformidade com maracujá-roxo . . . . .	125

## LISTA DE TABELAS

1	Produção (toneladas) mundial de maracujá. . . . .	15
2	Estatística descritiva para as variáveis em estudo nos ensaios de uniformidade com maracujá amarelo e roxo. . . . .	50
3	Número de parcelas (NP), tamanho da parcela (TP) e forma da parcela (FP) para as unidades básicas de um experimento em campo com maracujá-amarelo e roxo. . . . .	59
4	Estimativas dos parâmetros do modelo pelo método da máxima curvatura modificado, coeficiente de variação correspondente ao ponto de máxima curvatura ( $CV\%$ ), valor da abscissa em que ocorre o ponto de máxima curvatura ( $X_C$ ), coeficiente de determinação ( $R^2$ ) para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo. . . . .	68
5	Estimativas dos parâmetros do modelo, pelo método da máxima curvatura modificado, coeficiente de variação correspondente ao ponto de máxima curvatura ( $CV\%$ ), valor da abscissa em que ocorre o ponto de máxima curvatura ( $X_C$ ), coeficiente de determinação ( $R^2$ ) para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo. . . . .	70
6	Estimativa dos parâmetros da função $CV_{(x)}$ e da função $V_x$ , estimativas do tamanho ótimo de parcela e valores correspondentes das médias compostas por unidade básica ( $M_1$ ) no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo. . . . .	72
7	Estimativa dos parâmetros da função $CV_{(x)}$ e da função $V_x$ , estimativas do tamanho ótimo de parcela e valores correspondentes das médias compostas por unidade básica ( $M_1$ ) no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo. . . . .	73
8	Estimativas dos parâmetros do modelo linear segmentado com platô, coeficiente de variação correspondente ao ponto de máxima curvatura ( $P$ ), valor da abscissa em que ocorre o ponto de máxima curvatura ( $X_C$ ), coeficiente de determinação ( $R^2$ ) para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo. . . . .	74
9	Estimativas dos parâmetros do modelo linear segmentado com platô, coeficiente de variação correspondente ao ponto de máxima curvatura ( $P$ ), valor da abscissa em que ocorre o ponto de máxima curvatura ( $X_C$ ), coeficiente de determinação ( $R^2$ ) para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo. . . . .	75
10	Estimativas dos parâmetros do modelo quadrático segmentado com platô, coeficiente de variação correspondente ao ponto de máxima curvatura ( $P$ ), valor da abscissa em que ocorre o ponto de máxima curvatura ( $X_c$ ), coeficiente de determinação ( $R^2$ ) para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo. . . . .	77
11	Estimativas dos parâmetros do modelo quadrático segmentado com platô, coeficiente de variação correspondente ao ponto de máxima curvatura $P$ , valor da abscissa em que ocorre o ponto de máxima curvatura ( $X_c$ ), coeficiente de determinação ( $R^2$ ) para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo. . . . .	79
12	Estimativas das variâncias reduzidas ( $V_{(x)}$ ) para uma unidade básica no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo para diferentes tamanhos de parcela em unidades básicas (XUB) para as variáveis em estudo. . . . .	80
13	Estimativas das variâncias reduzidas ( $V_{(x)}$ ) para uma unidade básica no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo para diferentes tamanhos de parcela em unidades básicas (XUB) para as variáveis em estudo. . . . .	81
14	Tamanho ótimo de parcelas em unidades básicas, combinações de $i$ tratamentos, $r$ repetições e $d$ níveis de precisão, para as variáveis: Comprimento dos frutos, Diâmetro dos frutos e Espessura da casca em experimento com maracujá-amarelo. . . . .	82

15	Tamanho ótimo de parcelas em unidades básicas, combinações de $i$ tratamentos, $r$ repetições e $d$ níveis de precisão, para as variáveis: Rendimento do suco, Brix e Acidez em experimento com maracujá-amarelo. . . . .	83
16	Tamanho ótimo de parcelas em unidades básicas, combinações de $i$ tratamentos, $r$ repetições e $d$ níveis de precisão, para as variáveis: Número de frutos, Peso total dos frutos e peso médio dos frutos em experimento com maracujá-amarelo. . . . .	84
17	Tamanho ótimo de parcelas em unidades básicas, combinações de $i$ tratamentos, $r$ repetições e $d$ níveis de precisão, para as variáveis: Comprimento dos frutos, Diâmetro dos frutos e Espessura da casca em experimento com maracujá-roxo. . . . .	86
18	Tamanho ótimo de parcelas em unidades básicas, combinações de $i$ tratamentos, $r$ repetições e $d$ níveis de precisão, para as variáveis: Rendimento do suco, Brix e Acidez em experimento com maracujá-roxo. . . . .	87
19	Tamanho ótimo de parcelas em unidades básicas, combinações de $i$ tratamentos, $r$ repetições e $d$ níveis de precisão, para as variáveis: Número de frutos, Peso total dos frutos e Peso médio dos frutos em experimento com maracujá-roxo. . . . .	88
20	Estatística descritiva para as variáveis em estudo nos ensaios de uniformidade com maracujá-amarelo e roxo. . . . .	99
21	Estimativas dos parâmetros do modelo $CV_x = a/X^b$ , erro padrão da estimativa (E.P.E), valor-p pelo teste t, viés de Box (%) e intervalo de confiança assintótico ( $IC_a$ ), para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo . . . . .	102
22	Estimativas dos parâmetros do modelo $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{X^b})$ , erro padrão da estimativa (E.P.E), valor-p pelo teste t, viés de Box (%) e intervalo de confiança assintótico ( $IC_a$ ), para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo . . . . .	103
23	Estimativas dos parâmetros do modelo $VU_x = V_1/X^b$ , erro padrão da estimativa (E.P.E), valor-p pelo teste t, viés de Box (%) e intervalo de confiança assintótico ( $IC_a$ ), para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo . . . . .	104
24	Coefficiente de determinação ( $R^2$ ), Erro quadrático médio (EQM) e valores do critério de Akaike (AIC) para os modelos ajustados no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo. . . . .	108
25	Medidas de curvatura quadrática média (CQM) para as variáveis em estudo, no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo, nos três modelos ajustados. . . . .	112
26	Estimação dos tamanhos ótimos de parcela ( $X_c$ ) pelos métodos da máxima curvatura modificado (MCM), curvatura máxima da função $CV_x$ modificado (MCCV) e curvatura máxima da função $VU_x$ modificado (MCVAR) no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo. . . . .	113
27	Estimativas dos parâmetros do modelo $CV_x = a/X^b$ , erro padrão da estimativa, valor-p pelo teste t, viés de Box (%) e intervalo de confiança assintótico ( $IC_a$ ), para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo) . . . . .	116
28	Estimativas dos parâmetros do modelo $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{X^b})$ , erro padrão da estimativa, valor-p pelo teste t, viés de Box (%) e intervalo de confiança assintótico ( $IC_a$ ), para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo) . . . . .	117
29	Estimativas dos parâmetros do modelo $VU_x = V_1/X^b$ , erro padrão da estimativa, valor-p pelo teste t, viés de Box (%) e intervalo de confiança assintótico ( $IC_a$ ), para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo . . . . .	118
30	Coefficiente de determinação ( $R^2$ ), Erro quadrático médio (EQM) e valores do critério de Akaike (AIC) para os modelos ajustados no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo . . . . .	122
31	Medidas de curvatura quadrática média (CQM) para as variáveis em estudo, no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo, nos três modelos ajustados . . . . .	126

- 32 Estimação dos tamanhos ótimos de parcela ( $X_c$ ) pelos métodos da máxima curvatura modificado (MCM), curvatura máxima da função  $CV_x$  modificado (MCCV) e curvatura máxima da função  $VU_x$  modificado (MCVAR) no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo . . . . 126

## 1 INTRODUÇÃO

O fruto e a planta de inúmeras espécies do gênero *Passiflora* são conhecidos como maracujá. Maracujá é uma palavra nativa tupi-guarani que uma de suas traduções é 'comida que se bebe' ou 'comida de cabaça'. As primeiras referências a essas plantas foram datadas no século XVI, pelo português Gabriel Soares de Sousa referindo-se ao maracujá como planta exótica com diferentes capacidades, entre elas as medicinais, alimentícias, bem como ornamentais (Faleiro et al., 2017a). O fruto é encontrado em diversas regiões, em que os estados brasileiros com maior área destinada à colheita são Nordeste (33.383 hectares), Sudeste (4.904 hectares), Norte (3.547 hectares) e Sul (3.464 hectares) (SIDRA - IBGE, 2022).

De modo geral, as pesquisas passam por problemas, como por exemplo, o elevado custo de experimentos, isso faz com que se reduza o número de repetições na experimentação. Ensaio com pouca precisão, em sua maioria, levam os pesquisadores a conclusões equivocadas e a ausência de informação se constitui num grande problema na experimentação agropecuária; aqui se comete o erro do tipo II, onde deixa-se de apontar diferenças uma vez que elas existem. Sabe-se que um número pequeno de unidades experimentais, pode refletir em inferências equivocadas, caso o número de repetições e tamanho de parcela não seja o ideal recomendado. Assim, faz-se necessário o cálculo do coeficiente de variação, tamanho de parcelas e número de repetições, uma vez que todos estes têm grande efeito sobre a variação experimental.

O tamanho da parcela experimental e o número de repetições necessários para uma determinada precisão são definidos tanto pela cultura, quanto ambiente no qual foi desenvolvido o experimento (Storck et al., 2014). Contudo, foram poucos os trabalhos encontrados que visam o cálculo do tamanho ótimo de parcela e repetição com maracujá: Storck et al. (2014) e Faria et al. (2020b) com experimentos em campo e casa de vegetação, respectivamente e, Peixoto et al. (2011) e Faria et al. (2020c) com experimentos *in vitro*. Vários métodos são empregados a fim de se obter o tamanho ótimo ou ideal de parcelas como método da máxima curvatura modificado (Lopes et al., 2020; Faria et al., 2020b), regressão linear e quadrática segmentada com platô (Peixoto et al., 2011; Silva et al., 2019b), entre outros.

Como muitos dos modelos da literatura são não lineares, deve-se ter cuidado ao tirar conclusões, por exemplo, ao criar intervalos de confiança e testar hipóteses (Barrozo et al., 2004; Mendes et al., 2008). O processo inferencial em modelos não lineares é altamente influenciado pela não linearidade do modelo e depende de amostras grandes. Vários pesquisadores desenvolveram métodos para quantificar a não linearidade e estudar suas consequências para avaliar a validade do modelo. Box (1971) propôs a estimação do vício dos estimadores de mínimos quadrados dos parâmetros de um modelo não linear univariado, para indicar se o comportamento é não linear; já Bates e Watts (1980) propuseram medidas de não linearidade que se fundamentam na definição geométrica de curvatura, para medir quão distante um modelo linear está de um modelo não linear (Zeviani et al., 2012).

Diante do exposto, o trabalho foi desenvolvido com duas espécies do gênero *Passiflora*: *Passiflora edulis* Sims (maracujá-amarelo) e *Passiflora edulis* Sims f. *edulis* (maracujá-roxo). Em que, o objetivo geral foi encontrar o tamanho ideal de parcelas experimentais para cada uma das espécies e realizar um estudo da não linearidade dos modelos utilizados.

### Referências

- Barrozo, M., Sartori, D., e Freire, J. (2004). A study of the statistical discrimination of the drying kinetics equations. *Food and Bioproducts Processing*, 82(3):219–225.
- Bates, D. M. e Watts, D. G. (1980). Relative curvature measures of nonlinearity. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 42(1):1–16.

- Box, M. (1971). Bias in nonlinear estimation. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 33(2):171–190.
- Faleiro, F., Junqueira, N., Costa, A., de Jesus, O., e Machado, C. d. F. (2017a). Maracujá. *Embrapa Mandioca e Fruticultura-Livro técnico (INFOTECA-E)*.
- Faria, G. A., Lopes, B. G., Peixoto, A. P. B., Ferreira, A. F. A., Maltoni, K. L., e Pigari, L. B. (2020b). Experimental plot size of passion fruit. *Revista Brasileira de Fruticultura*, 42(1).
- Faria, G. A., Peixoto, A. P. B., de Moraes, A. R., Costa, T. F., de Oliveira, C. P. M., Lopes, B. G., Rocha, P. S., de Oliveira, T. A., e Felizardo, L. M. (2020c). Tamanho ótimo de parcelas para experimentos de estabelecimento in vitro em espécies do gênero passiflora. *Research, Society and Development*, 9(10):e8859109354.
- Lopes, B. G., Faria, G. A., Maltoni, K. L., Rocha, P. S., Olivério, G. L., Peixoto, A. P. B., Ferreira, A. F. A., da Costa Andrade, J. A., de Oliveira, T. A., Rodrigues, M. G. F., e Felizardo, L. M. (2020). Calculation of the ideal plot size for experiments using eucalyptus. *Research, Society and Development*, 9(8).
- Mendes, P. N., Muniz, J. A., Silva, F. F., e Mazzini, A. R. d. A. (2008). Modelo logístico difásico no estudo do crescimento de fêmeas da raça hereford. *Ciência Rural*, 38:1984–1990.
- Peixoto, A. P. B., Faria, G. A., e de Moraes, A. R. (2011). Modelos de regressão com platô na estimativa do tamanho de parcelas em experimento de conservação in vitro de maracujazeiro. *Ciência Rural*, 41(11):1907–1913.
- SIDRA - IBGE (2022). Sistema de recuperação automática. rio de janeiro.
- Silva, M. d. S. d., Silva, S. d. O., Donato, S. L. R., Ledo, C. A. d. S., Sampaio Filho, O. M., Silva, G. d. M. A., e Conceição, A. L. d. S. (2019b). Optimal experimental plot size for papaya cultivation. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, 54.
- Storck, L., Lúcio, A. D., Krause, W., Araújo, D. V. d., e Silva, C. A. (2014). Scaling the number of plants per plot and number of plots per genotype of yellow passion fruit plants. *Acta Scientiarum. Agronomy*, 36(1):73–78.
- Zeviani, W. M., Silva, C. A., Carneiro, W. J. d. O., e Muniz, J. A. (2012). Modelos não lineares para a liberação de potássio de esterco animal em latossolos. *Ciência Rural*, 42:1789–1796.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

### 2.1 Importância do maracujazeiro

Maracujá é o nome atribuído popularmente a várias espécies do gênero *Passiflora* (Zeraik et al., 2010). Segundo Faleiro e Junqueira (2016), a origem da palavra maracujá vem do tupi-guarani, em que uma de suas traduções é “alimento em forma de cuia”, o maracujá também é conhecido como fruto da paixão ou flor da paixão.

Com cerca de 525 espécies, a família Passifloraceae conta com aproximadamente 145 espécies no Brasil, em que 85 dessas são nativas do país (Faleiro et al., 2019); fazendo com que o Brasil seja notado entre os centros de diversidade genética do gênero *Passiflora*. Tem destaque na produção nacional de frutíferas, onde o maracujá representa as lavouras permanentes, bem como o abacate, banana, laranja, maçã, entre outras na Produção Agrícola Municipal (PAM). O valor da produção nacional de maracujá foi de, aproximadamente, 1,5 bilhão de reais no ano de 2021, o que resulta em um acréscimo de 7% comparado a 2020 (SIDRA - IBGE, 2022).

Todavia, insetos praga e várias doenças podem acometer as distintas espécies de maracujá, causando danos severos aos plantios do gênero, onde o plantio em áreas destinadas se torna impraticável; os prejuízos ocasionados por doenças levam a diminuição da produtividade, perda de qualidade dos frutos, o que causa redução de valor comercial, bem como afeta diretamente a longevidade das espécies. Pode-se ressaltar, que dentre as doenças que mais contaminam a cultura têm-se a antracnose, fusariose, podridão do colo, verrugose e tomabamento (causados por fungos); cancro e murcha bacteriana (causados por bactéria), entre outros (Machado et al., 2017).

Por ser uma região tropical e subtropical, o Brasil é considerado o maior centro de origem do maracujá, onde o gênero *Passiflora* é predominante (Pereira et al., 2017). Além de ganho para o produtor, o maracujá também é utilizado na produção de cosméticos, em indústrias farmacêuticas e sucos em geral, bem como a fruta *in natura* (Melo, 2018).

A produção mundial de maracujá atingiu a marca de 1,5 milhões de toneladas em 2017, sendo o Brasil responsável pela produção de, aproximadamente, 1 milhão de toneladas; o que faz do país o maior produtor global (Food and Agriculture Organization of the United Nations, 2018) (Tabela 1).

**Tabela 1.** Produção (toneladas) mundial de maracujá.

	Mundo	Brasil	Indonésia	Vietnã
Produção (toneladas)	1468,8	948,1	114,6	20,0

Fonte: Adaptado de FAO (2018)

Sendo o país, o maior produtor e consumidor mundial dessa fruta, faz com que o gênero *Passiflora* tenha grande importância em questões sociais e econômicas. Tal importância é constatada pela geração de empregos em diversos setores tanto no campo quanto nas cidades. Considerado o maior produtor do maracujá, o Brasil possui cerca de 45 mil hectares destinados a colheita e produziu aproximadamente 684 mil toneladas de maracujá em 2021 (SIDRA - IBGE, 2022). O Brasil produziu cerca de 14t/ha/ano, considerada baixa para produção, pois a média dos produtores é de 50t/ha/ano utilizando tecnologias apropriadas no cultivo dessa fruta (Faleiro e Junqueira, 2016)

Entre os estados brasileiros, o principal produtor de maracujá em 2021 foi a Bahia, com uma área colhida de 16.816 hectares. O estado foi responsável pela produção de 207.488 toneladas dentre as lavouras permanentes, o que corresponde a 30% da produção nacional; em seguida, aparecem os estados Ceará (177.291 toneladas), Santa Catarina (47.857 toneladas), Pernambuco (32.135 toneladas) e Minas Gerais (31.309 toneladas). Em 6º lugar aparece São Paulo, com produção de 27.181 toneladas, correspondendo a 4% da produção nacional, com uma área colhida de 1.742 hectares (SIDRA - IBGE,



2022). A Figura 1 traz as observações feitas a respeito da produção do maracujá de forma gráfica. Os estados Bahia e Ceará, que aparecem com cor mais escura, são os estados com maior produção, seguidos pelos estados Santa Catarina, Pernambuco e Minas Gerais com cor intermediária, e por fim São Paulo com cor mais clara, é o estado com menor produção.

**Figura 1.** Maiores produtores de maracujá (em toneladas) no Brasil.



Fonte: Próprio autor

Alguns países são grandes importadores de maracujá, que juntos renderam ao mercado brasileiro aproximadamente 4 milhões de dólares no ano de 2022 em suco integral e aproximadamente 13 mil dólares em frutas *in natura*, no mesmo ano. Destacam-se, como importadores de suco integral Holanda, que representa 53% da importação realizada pelo Brasil (1.856.740 US\$), Estados Unidos com 25,6% (928.677 US\$), Reino Unido com 19%, Portugal com 0,3%, Argentina com 0,3%, entre outros países (0,9% - 20.539 US\$). Já a fruta *in natura*, dentre os país que importam o maracujá, destacam-se a França, que representa 24,5% da importação, realizada pelo Brasil, da fruta, seguida da Itália com 9,7%, Guiana com 7,1%, Ilhas Marshall com 6,7%, Alemanha com 6,3%, entre outros países (45,6% - 6.181 US\$) (Comex Stat, 2022).

### 2.1.1 Espécies de maracujá

O maracujá é uma fruta aromática e de sabor tropical produzida por uma planta perene de curta duração. O maracujá roxo (*Passiflora edulis* Sims f. *edulis*) e o maracujá amarelo (*Passiflora edulis* Sims) são os tipos mais cultivados (Bailey et al., 2021) e são atualmente considerados a mesma espécie morfológica e geneticamente, portanto, *P. edulis* Sims é o gênero recomendado para identificação de espécies (Silva e Souza, 2020a).

Diante disto, sabe-se que o maracujá-amarelo (*Passiflora edulis* Sims) tem maior expressão no comércio mundial. No Brasil, os frutos que apresentam coloração amarela são os de maior aceitação pela população; conquanto, frutos com coloração roxa e vermelha (*Passiflora edulis* Sims f. *edulis*) estão

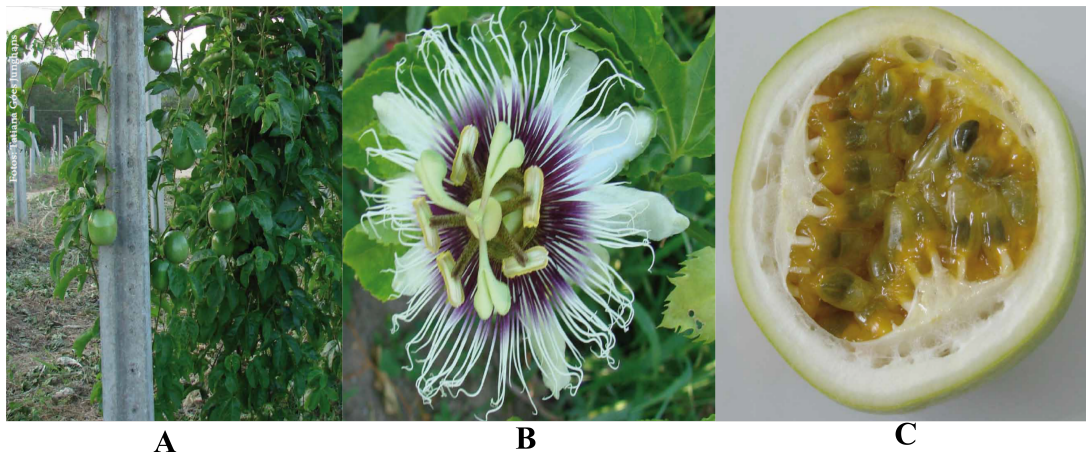
ganhando visibilidade no comércio de frutas *in natura*. Em países da Europa, têm-se que frutos com coloração roxa são mais apreciados, uma vez que apresentam menor acidez (Faleiro e Junqueira, 2016).

#### 2.1.1.1 *Passiflora edulis* Sims

A espécie *Passiflora edulis* Sims é conhecida como maracujá-amarelo ou maracujá-azedo e possui forte expressão comercial uma vez que são caracterizados pela qualidade de seus frutos e rendimento industrial maior que outras espécies do gênero *Passiflora*; sendo o Brasil o maior consumidor e produtor dessa espécie. Outros países que estão em regiões tropicais também cultivam o maracujá-amarelo, como alguns países da América Central e África, bem como países da América do Sul como Peru, Venezuela, Colômbia, Equador e também bastante cultivado na Oceania, mais especificamente na Austrália (Faleiro et al., 2017b).

A polpa do maracujá-amarelo é rica em vitaminas, sobretudo a Vitamina C, alto teor de Potássio, bem como Fósforo, Cálcio, Proteínas, entre outros (Franco, 2007); é utilizada em escala industrial, em que seu uso mais relevante é para fabricar nectares que constituem os sucos prontos para consumo ou concentrados, também na forma de iogurtes, geléias, entre outros. As folhas possuem a substância passiflorina e a casca é rica em pectinas, proteínas e carboidratos; tanto folhas quanto casca podem ser utilizadas em calmantes, cosméticos, entre outros (Melo, 2003). Um exemplar da espécie pode ser observado na Figura 2.

**Figura 2.** *Passiflora edulis* Sims: plantas em campo (A); flor (B); fruto cortado (C).



Fonte: Adaptado de Junghans et al. (2022)

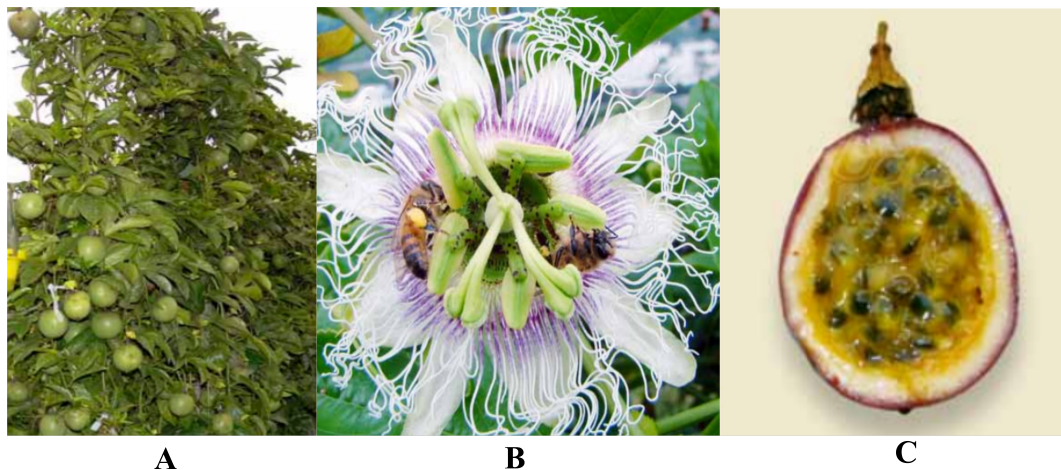
Para o plantio desta espécie, é necessário clima tropical e subtropical, com temperaturas típicas entre 21 e 32 °C, precipitação pluviométrica ideal entre 800 mm e 1.750 mm distribuídas uniformemente ao longo do ano e altitude entre 100 e 900m. Os melhores solos são arenosos-argilosos, profundos, bem drenados, com pH variando de 5,0 a 6,0 (Portal São Francisco, 2023).

#### 2.1.1.2 *Passiflora edulis* Sims f. *edulis*

De origem brasileira, a espécie *P. edulis* Sims f. *edulis*, conhecida como maracujá-roxo, possui frutos roxos e menor acidez, altamente cultivada na Colômbia, onde comumente é chamada de gulupa. A Colômbia se destaca por ser o maior produtor do maracujá, promovendo o seu comércio em frutas exóticas (Pérez e Liscano, 2012). Cultivada também, nos Estados Unidos, Quênia, Nova Zelândia, África do Sul e Austrália, onde existem diversos pomares de maracujá-roxo (Medeiros et al., 2009). Essa espécie se desenvolve melhor em climas mais frios com temperatura ideal entre 15 °C e 20 °C, os solos necessitam de textura leve, pH entre 5,5 e 7,0, com altitude acima de 1000m (Portal São Francisco, 2023). Os

frutos são redondos e apresentam variação em sua coloração, de verde a roxo, quando maduros; o fruto é habitualmente consumido *in natura*, por ser menos ácido, e destaca-se pelo sabor e aroma (Medeiros et al., 2009; Junghans et al., 2022). Um exemplar da espécie pode ser observado na Figura 3

**Figura 3.** *Passiflora edulis* Sims f. *edulis*: plantas em campo (A); flor (B); fruto cortado (C).



Fonte: Adaptado de Pérez e Liscano (2012)

O maracujá-amarelo e o maracujá-roxo são as duas espécies mais comercializadas do gênero *Passiflora* e são as que apresentam maior semelhança entre si. Destaca-se que ambas as espécies são autoincompatíveis, mecanismo que conduz a alogamia e heterozigose, ou seja, precisam de outra planta (genótipo) para produzir. Uma vez que o que se busca é o aumento de produtividade, com qualidade fitossanitária, nestas espécies encontramos maior variabilidade.

## 2.2 Tamanho e forma de parcela, ensaio em branco e precisão experimental

Um adequado planejamento de experimentos é de extrema importância e para que isso ocorra é fundamental a escolha apropriada do tamanho de parcela; uma vez que, o pesquisador precisa de pleno conhecimento da área experimental em que serão combinados os tamanhos de parcela, número de repetições e número de tratamentos que resultarão em vários níveis de precisão. Portanto, é imprescindível que se tenha informações acerca da área experimental disponível, variabilidade do material a ser utilizado, bem como os custos e mão de obra que o experimento exigirá e também a análise apropriada que avalie a precisão do experimento (Cargnelutti Filho et al., 2014).

É comum no planejamento de diversos experimentos que se busque por maior produtividade, intensificando a busca por materiais que sejam melhorados e melhor adaptados a inúmeras condições, no entanto podem se tratar de materiais experimentais que possuem grande variabilidade. Para que se diminuam essas variações é ideal que se conheça a variabilidade do solo, bem como do material utilizado a fim de que o experimento seja corretamente planejado no que diz respeito ao tamanho de parcela; reduzindo essa variação, também se reduz o erro experimental (efeitos de heterogeneidade), consequentemente aumentando a precisão dos experimentos (Brito et al., 2012)

A razão entre a largura e o comprimento é denominada forma de parcela e é responsável pela influência na redução do erro experimental, que de modo geral acontece com maior frequência em parcelas maiores (Federer, 1963). A forma de parcela também influencia na precisão experimental, uma vez que a depender das formas utilizadas têm-se coeficientes de variação diferentes correspondentes a cada uma delas (Sousa et al., 2016). Têm-se que a melhor forma de parcela será aquela que for mais efetiva no controle da variabilidade existente, bem como a que melhor se adaptar aos tratamentos utilizados.

Ainda não há consenso sobre a forma de parcelas mais adequada a ser utilizada, onde alguns autores como Ortiz (1995) e Oliveira et al. (2011), com a cultura da banana e candeia respectivamente, recomendam parcelas retangulares ou em fileiras, enquanto que outros autores como Weber e Horner (1957) e Bertolucci et al. (1991), com soja e feijão, respectivamente, recomendam parcelas quadradas. Portanto, a forma de parcelas depende de cada variável em estudo, bem como do solo e cultura utilizados no experimento.

Assim sendo, a determinação do tamanho de parcela busca o aumento da precisão experimental, uma vez que se diminui a precisão quando se opta por um tamanho de parcela menor do que o ideal; em contrapartida, ao se optar por tamanhos de parcela maiores que o ideal o pesquisador pode empregar mais do que o necessário em recursos, bem como o aumento do tempo para montagem do experimento (Galvão et al., 2019), não havendo ganho com precisão. Vale ressaltar que o tamanho ideal de parcela também auxilia os pesquisadores em experimentos futuros, uma vez que os resultados obtidos servirão de base para a condução de novos experimentos, bem como servir de referência para a precisão experimental. Isto posto, é indispensável utilizar métodos apropriados que determinem o tamanho ótimo de parcelas (Brito et al., 2012)

A maioria dos métodos para estimar o tamanho ótimo de parcelas utilizam ensaios em branco, também chamados de ensaios de uniformidade, que se tratam de ensaios em que não são aplicados nenhum tratamento; de modo geral, para esses ensaios são utilizadas as recomendações usuais para a espécie. A principal contribuição do ensaio em branco é a estimação da heterogeneidade da área utilizada, uma vez que são utilizadas plantas de uma única espécie auxiliando o pesquisador a encontrar a variabilidade experimental presente (Cargnelutti Filho et al., 2020).

### 2.3 Métodos para estimar o tamanho ótimo de parcelas

Vários trabalhos, com diversas espécies, têm sido desenvolvidos em campo, casa de vegetação e *in vitro* com o intuito de estimar o tamanho ótimo de parcelas, bem como um adequado número de repetições: café (Brioschi Junior et al., 2020; Moraes et al., 2019); tomate (Lúcio et al., 2016; Galvão et al., 2019); pepino (Lúcio et al., 2020); trigo (Cargnelutti Filho et al., 2020); mamão (Silva et al., 2019b; Celanti et al., 2016; Faria et al., 2020a); banana (Silva et al., 2019a); eucalipto (Lopes et al., 2020; Araújo et al., 2015), estão entre as espécies estudadas.

Diversos métodos são empregados para que se estime o tamanho ótimo de parcelas, como o método da máxima curvatura (Moreira et al., 2016) com a cultura do café; método da máxima curvatura modificado (Michels et al., 2020; Pires et al., 2016; González et al., 2018; Guarçoni et al., 2017), com as culturas da soja, café, batata doce e repolho, respectivamente; método do modelo linear segmentado com platô (González et al., 2018, 2019; Moreira et al., 2016; Guarçoni et al., 2017) com batata doce, rabanete, café e repolho, respectivamente; método do modelo quadrático segmentado com platô (González et al., 2018; Moreira et al., 2016) com batata doce e café, respectivamente; método de comparação das variâncias (Brioschi Junior et al., 2020) com café; método de Hatheway (Sousa et al., 2016; Cargnelutti Filho et al., 2020) com girassol e trigo, respectivamente.

#### 2.3.1 Método Empírico de Smith (1938)

O método proposto por Smith (1938) é um dos pioneiros no que diz respeito a determinação do tamanho de parcelas. O autor sugeriu um método que determinasse o tamanho de parcelas fundamentado em uma relação empírica entre o tamanho e a variância da parcela. Essa relação foi definida da seguinte maneira:

$$V_x = \frac{V_1}{x^b} \quad (1)$$

sendo  $V_x$  a variância das parcelas com  $X$  unidades básicas;  $V_1$  é a variância para uma unidade básica, ou seja,  $x = 1$ ;  $x$  é o tamanho de parcelas em unidades básicas e  $b$  o coeficiente de heterogeneidade (ou índice de variabilidade) do material experimental. O valor de  $b$  é fundamentado em uma relação empírica entre a variância e o tamanho de parcela; essa relação pode resultar em uma dependência negativa, o que significa que enquanto a variância diminui, o tamanho de parcela aumenta ou vice-versa.

O coeficiente de heterogeneidade varia de 0 a 1 ( $0 \leq b \leq 1$ ) e quando os valores de  $b$  estão mais próximos de 0 sugerem maior correlação entre parcelas, indicando que a área experimental é mais homogênea (uniforme), sugerindo a utilização de parcelas menores; enquanto que mais próximas de 1 sugerem que não há correlação entre as parcelas, sugerindo alta heterogeneidade do material experimental, e conseqüentemente, sugere-se um tamanho maior de parcelas (Bakke, 1988).

De acordo com Hayes e Immer (1955), o terreno local, a umidade e as variações na fertilidade do solo, ou ainda, do manejo do solo podem ter um impacto na heterogeneidade do solo, que é avaliada pelo rendimento das plantas cultivadas nas parcelas experimentais.

A fonte mais significativa de erro experimental pode ser a heterogeneidade do solo, que faz com que os tratamentos aplicados nas parcelas produzam resultados inconsistentes em cada repetição (Bastos, 1987; Miranda Filho et al., 1987). Alguns autores, como Gomez e Gomez (1984) e Steel et al. (1997), atribuem a existência de diferenças entre parcelas adjacentes à variedade de fertilizantes, sementes, mudas e solo, entre outras. Além disso, dado que as parcelas adjacentes apresentam frequentemente correlações ambientais, é incerto que as características físicas e químicas do solo estejam espalhadas de forma aleatória por toda a região experimental. Mesmo quando se trabalha com pequenas áreas superficiais, um dos desafios dos experimentos de campo é o de localizar solos em condições uniformes (Markus, 1971).

Assim sendo, pode-se obter o coeficiente de heterogeneidade,  $b$ , por meio do método de mínimos quadrados ponderado. A ponderação se dá pelos graus de liberdade associados a cada ponto ( $w_i$ ) (Federer, 1956). Para estimar os parâmetros da equação de Smith (1938) (equação 1),  $b$  e  $V_1$ , aplica-se uma transformação logarítmica em ambos os lados da equação, de modo que:

$$\log(V_{x_i}) = \frac{\log(V_1)}{\log(x_i^b)} \quad (2)$$

Aplicando-se as propriedades de logaritmo, podemos escrever:

$$\log(V_{x_i}) = \log(V_1) - b \log(x_i) \quad (3)$$

Fazendo-se uma substituição de variáveis para fins de simplificação, escrevemos:

$$\log(V_{x_i}) = y_i', \quad \log(V_1) = b_0, \quad b = -b_1 \quad e \quad \log(x_i) = x_i'$$

Portanto:

$$y_i' = b_0 + b_1 x_i'$$

Resultando no modelo de regressão a seguir:

$$y_i' = b_0 + b_1 x_i' + e_i' \quad (4)$$

Com isso, são obtidas as estimativas de  $b_0$  e  $b_1$  por:

$$\hat{b}_1 = \frac{\sum w_i x_i' y_i' - \frac{\sum w_i x_i' \sum w_i y_i'}{\sum w_i}}{\sum w_i x_i'^2 - \frac{[\sum w_i x_i']^2}{\sum w_i}} = -\hat{b} \quad (5)$$

e

$$\hat{b}_0 = \frac{\sum w_i y_i'}{\sum w_i} - \hat{b}_1 \frac{\sum w_i x_i'}{\sum w_i} = \bar{y}'_{pond} - \hat{b}_1 \bar{x}'_{pond} = \widehat{\log V_1} \quad (6)$$

Logo, pelo ajuste de uma regressão linear a estimativa de  $b$  pode ser encontrada como o coeficiente angular.

Hatheway (1961), entre outros autores, como Lessman e Atkins (1963) e Afonja (1968), elucidam a maneira de se calcular  $V_x$  da equação de Smith (1938). Assim, seja  $S_x^2$  a variância entre parcelas com tamanho igual a  $x$  unidades básicas. Resumindo-a a uma base unitária, segue-se:

$$V_x' = \frac{S_x^2}{x}$$

Agora, resumindo-a para uma área unitária, tem-se:

$$V_x = \frac{V_x'}{x} = \frac{\frac{S_x^2}{x}}{x} = \frac{S_x^2}{x^2} \quad (7)$$

Com isso, deduz-se o tamanho ótimo de parcelas por Smith (1938) da seguinte maneira (Silva, 1974; Bakke, 1988):

Consta que:

$$V_x = \frac{V_1}{x^b}$$

Primeiro, considera-se um exemplo com parcelas de dois tamanhos diferentes,  $x_1$  e  $x_2$ , com variâncias iguais a  $S_{x_1}^2$  e  $S_{x_2}^2$ , respectivamente.

Agora, as repetições,  $r_1$  e  $r_2$ , associadas aos tamanhos de parcela dados anteriormente,  $x_1$  e  $x_2$ , a fim de que ocupem a mesma área nos dois conjuntos de parcelas, são:

$$r_1 x_1 = k = r_2 x_2$$

em que  $k$  é uma constante que representa a área.

Por consequência:

$$r_1 = \frac{k}{x_1} \quad e \quad r_2 = \frac{k}{x_2} \quad (8)$$

Assim sendo, as variâncias totais das duas áreas serão iguais a:

$$r_1 S_{x_1}^2 = k \frac{S_{x_1}^2}{x_1} \quad e \quad r_2 S_{x_2}^2 = k \frac{S_{x_2}^2}{x_2} \quad (9)$$

Todavia, tem-se que:

$$V_x = \frac{V_1}{x^b},$$

E  $V_x$  pode ser escrito como:

$$V_x = \frac{s_x^2}{x^b} \Rightarrow V_{x_1} = \frac{S_{x_1}^2}{x_1^b} \quad e \quad V_{x_2} = \frac{S_{x_2}^2}{x_2^b}$$

Logo,

$$\frac{S_{x_1}^2}{x_1^b} = \frac{V_1}{x_1^b} \quad e \quad \frac{S_{x_2}^2}{x_2^b} = \frac{V_1}{x_2^b}$$

Evidenciando  $S_{x_1}^2$  e  $S_{x_2}^2$ , tem-se:

$$S_{x_1}^2 = \frac{V_1}{x_1^b} x_1^2 = V_1 x_1^{2-b} \quad e \quad S_{x_2}^2 = \frac{V_1}{x_2^b} x_2^2 = V_1 x_2^{2-b}$$

Assim, as variâncias totais com áreas iguais são dadas por:

$$r_1 S_{x_1}^2 = \frac{k}{x_1} = V_1 x_1^{2-b} = k V_1 x_1^{2-b} x_1 = k V_1 x_1^{1-b}$$

e

$$r_2 S_{x_2}^2 = \frac{k}{x_2} = V_1 x_2^{2-b} = k V_1 x_2^{2-b} x_2 = k V_1 x_2^{1-b}$$

Para obter as invariâncias das parcelas  $x_1$  e  $x_2$ , faz-se:

$$\frac{1}{k V_1 x_1^{1-b}} = \frac{x_1^{b-1}}{k V_1} = \mathbb{I}_{x_1} \quad e \quad \frac{1}{k V_1 x_2^{1-b}} = \frac{x_2^{b-1}}{k V_1} = \mathbb{I}_{x_2}$$

Por Smith (1938), tem-se que os custos por parcela de  $x$  unidades básicas são da seguinte forma:

$$C_x = K_1 + K_2 x$$

em que:  $K_1$  são os custos fixos por parcela, custo este, referente a unidade experimental, não dependente da quantidade de indivíduos; e  $K_2$  são os custos variáveis por parcela, custo este, referente a um item complementar na parcela experimental, não dependendo dos custos das unidades experimentais (Dagnelie, 1981).

Nas repetições  $r_1$  e  $r_2$  (equação 8) multiplica-se o custo, logo:

$$r_1(K_1 + K_2 x_1) = \frac{k}{x_1}(K_1 + K_2 x) = k(K_1 x_1^{-1} + K_2) = C_{x_1}$$

$$r_2(K_1 + K_2 x_2) = \frac{k}{x_2}(K_1 + K_2 x) = k(K_1 x_2^{-1} + K_2) = C_{x_2}$$

Obtém-se o custo por unidade de informação dividindo-se o custo total pela invariância da seguinte maneira:

$$\frac{C_{x_1}}{\mathbb{I}_{x_1}} = k^2 V_1 [K_1 x_1^{-b} + K_2 x_1^{1-b}]$$

e

$$\frac{C_{x_2}}{\mathbb{I}_{x_2}} = k^2 V_1 [K_1 x_2^{-b} + K_2 x_2^{1-b}]$$

Deste modo, determina-se o custo por unidade de informação, com áreas iguais, sendo parcelas constituídas de  $x$  unidades básicas é dado por:

$$y = K_1 x^{-b} + K_2 x^{1-b} \quad (10)$$

Obtém-se a equação que determina o tamanho ótimo de parcelas, calculando a derivada de  $y$  (equação 10) em relação a  $x$  e igualando a zero, como segue:

$$\frac{\partial y}{\partial x} = K_1(-b)x^{-b-1} + K_2(1-b)x^{-b} = 0$$

$$K_2(1-b)x^{-b} = bK_1x^{-b-1}$$

$$\hat{x} = \frac{bK_1}{(1-b)K_2} \quad (11)$$

Entende-se o  $\hat{x}$  obtido na equação 11 por tamanho ótimo, uma vez que maximiza a quantidade de informações dos custos por unidade. Ainda, Smith (1938) explica que para qualquer experimento, independentemente do número de repetições, esta fórmula calcula o tamanho de parcela mais econômico por unidade de informações, uma vez que leva em consideração os custos do experimento.

Deste modo, o tamanho ótimo de parcelas é obtido por:

$$x_{otimo} = \frac{bK_1}{(1-b)K_2}$$

Segundo Koch e Rigney (1951), é possível determinar o tamanho ótimo de parcelas, pelo método de Smith (1938), com dados obtidos via experimentos com ensaios de uniformidade, reticulado quadrado ou ainda, de experimentos em parcelas subdivididas.

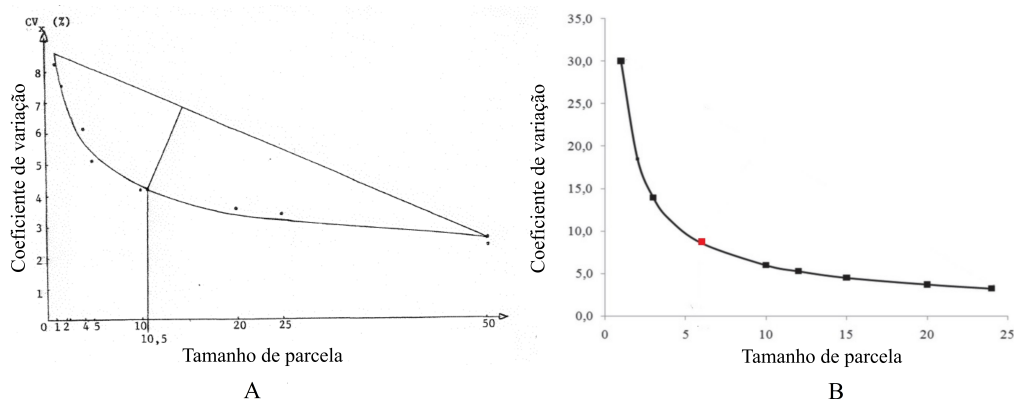
### 2.3.2 Método da máxima curvatura

O método de máxima curvatura foi proposto por Federer (1956) e utiliza dados provenientes de ensaios em branco, sendo um dos primeiros métodos aplicados a experimentos em campo.

A fim de simular parcelas experimentais de diferentes tamanhos, o método estabelece unidades básicas dos ensaios em branco, para que assim sejam encontrados ao menos uma medida de variabilidade; podendo ser o coeficiente de variação, erro padrão da média ou variância para tamanho de parcela. Após a simulação um gráfico em duas dimensões é construído, onde o tamanho de parcelas ( $X$ ) se encontra no eixo das abscissas ( $x$ ) com sua correspondente medida de variabilidade, em que o mais comumente utilizado é o coeficiente de variação ( $CV_x$ ), no eixo das ordenadas ( $y$ ).

Por se tratar de uma inspeção visual, a interpretação do tamanho ótimo de parcela se altera conforme o autor, por exemplo, para Bakke (1988) é a união das extremidades da curva em que o ponto descreve a maior distância perpendicular da reta (Figura 4 A), enquanto que para Federer (1963) e Le Clerg (1966) é o ponto na curva onde ocorre a maior taxa de variação no coeficiente de variação conforme aumenta o tamanho da parcela (Figura 4 B).

**Figura 4.** Representação gráfica da relação entre o coeficiente de variação ( $CV_x$ ) e o tamanho de parcela ( $X$ ) para o método de máxima curvatura por Bakke (1988) (A) e por Federer (1963) e LeClerg (1966) (B).



Fonte: Adaptado de Bakke (1988) e Lorentz et al. (2012)



Logo, determina-se o tamanho de parcela por inspeção visual, onde o ponto de máxima inflexão da curva (ponto de máxima curvatura) corresponde a estabilidade da curva; portanto, o tamanho ótimo de parcela é dado pelo valor encontrado na abscissa (Moreira et al., 2016). Na prática, a estabilização da curva indica que não há ganho em precisão experimental ao utilizar tamanhos maiores de parcela, apenas acarretará em maior custo para condução do experimento.

### 2.3.3 Método da máxima curvatura modificado

Os autores Lessman e Atkins (1963), propuseram uma mudança no método de máxima curvatura, com a intenção de excluir a intervenção da escala dos eixos  $x$  e  $y$  (abscissa e ordenada) na estimação do ponto de máxima curvatura, se fundamentando no método empírico proposto por Smith (1938); Lessman e Atkins (1963) propuseram uma relação entre o tamanho de parcela em unidades básicas ( $X$ ) e o coeficiente de variação ( $CV_x$ ) da seguinte maneira:

Seja a equação geral dada por:

$$y = \frac{a}{x^b} \quad (12)$$

E a relação empírica entre a variância e o tamanho de parcelas em unidades básicas, apresentada por Smith (1938):

$$V_x = \frac{V_1}{x^b}$$

Sejam  $a'$  e  $b'$  constantes conhecidas, a mesma equação geral (12) também descreve a relação entre o tamanho da parcela e o coeficiente de variação. Isso pode ser explicado pelo fato de que os coeficientes de variação do ensaio de uniformidade são dados por:

$$CV_x = \frac{\sqrt{(S_x^2)}}{\bar{x}} \times 100$$

em que:  $S_x^2$  é a variância entre parcelas com tamanho igual a  $x$  unidades básicas e  $\bar{x}$  a média de produção das parcelas com tamanho igual a  $x$  unidades básicas.

Assim sendo, para se obter os valores de  $V_x$  e  $CV_x$ , utiliza-se as equações:

$$V_x = \frac{S_x^2}{x^2} \quad e \quad CV_x = \frac{\sqrt{(S_x^2)}}{\bar{x}} \times 100 \quad (13)$$

No entanto, como  $x$  é uma medida do tamanho da parcela relacionado a unidades básicas e  $\bar{x}$  é uma medida, também, do tamanho da parcela, mas relacionado a produção, existe uma forte correlação entre  $x$  e  $\bar{x}$ , bem como entre  $V_x$  e  $CV_x$ , o que sustenta o uso da equação geral (12) para associar o coeficiente de variação e o tamanho da parcela da seguinte maneira (Lessman e Atkins, 1963):

$$CV_x = \frac{a'}{X^{b'}} \quad (14)$$

A derivada de primeira ordem da função (14) é calculada após o método dos mínimos quadrados ponderados, pelos graus de liberdade associados, ter estimado  $a'$  e  $b'$ . A partir disso, a inclinação ( $M$ ) da reta tangente é calculada para cada valor de  $x$ . A equação a seguir pode ser usada para calcular o ângulo no qual duas retas tangentes aos pontos  $x_1$  e  $x_2$  se interceptam:

$$tg\theta = \frac{M_2 - M_1}{1 + M_1M_2} \quad (15)$$

A área de uma curva onde a taxa de mudança direcional na função é maior em relação ao aumento dos tamanhos de parcela ( $x$ ) deve ser mostrada pela junção das duas retas tangentes com o

maior ângulo de interseção (ponto de máxima curvatura); sendo essa região estabelecida por meio de cálculos em sequência, onde os aumentos de tamanho de parcela são fixos. Na situação específica do artigo de Lessman e Atkins (1963), o aumento de  $x$  foi de um décimo de uma unidade básica.

Lessman e Atkins (1963) definiram o tamanho ideal de unidades básicas, com este ponto de máxima curvatura, por meio de:

$$z = (\text{ponto de máxima curvatura}) \times \frac{K_1}{K_2}$$

em que  $K_1$  e  $K_2$  são os custos apresentados por Smith (1938).

Os autores, Lessman e Atkins (1963), declaram que seguindo este procedimento, seriam alcançados resultados análogos aos obtidos pelo método de Smith (1938), uma vez que as variações entre as parcelas e os coeficientes de variação foram calculados a partir do mesmo conjunto de dados e a relação entre o coeficiente de variação e o tamanho da parcela é semelhante à relação entre a variância e o tamanho da parcela.

Deste modo, o ponto de máxima curvatura, em relação a  $x$  da equação 16,

$$CV_x = \frac{a'}{x^{b'}} \quad (16)$$

deve ser dependente do coeficiente  $b$  da equação 17.

$$V_x = \frac{a}{x^b} \quad (17)$$

Sobre esta abordagem, Meier e Lessman (1971) afirmam que é incorreto determinar a região de máxima curvatura usando cálculos sequenciais com aumentos fixos de  $x$ , uma vez que representam os comprimentos variáveis da curva. Logo, Lessman e Atkins (1963) ao utilizarem a equação 15 com aumentos fixos de  $x$ , para estimar a região de máxima curvatura, ignoram o fato de que o comprimento do arco observado também afeta a curvatura.

Utilizar aumentos de  $x$  iguais no decorrer da curva é recomendado por Meier e Lessman (1971), e a curvatura em qualquer ponto ao longo da linha é então calculada da seguinte forma:

$$K = \frac{CV_x''}{(1 + CV_x'^2)^{\frac{3}{2}}} \quad (18)$$

em que  $K$  representa a curvatura da linha e  $CV_x'$  e  $CV_x''$  são a primeira e segunda derivada, respectivamente, da equação que determina a linha.

Logo, dada a equação 16 calcula-se a primeira derivada de  $CV_x$  (equação 19) em relação a  $x$ :

$$CV_x' = -\frac{a' b' x^{-b'}}{x} \quad (19)$$

bem como, a segunda derivada de  $CV_x$  (equação 20) em relação a  $x$ :

$$CV_x'' = \frac{a' (b')^2 x^{-b'}}{x^2} + \frac{a' b' x^{-b'}}{x^2} \quad (20)$$

A primeira derivada de  $K$  em relação a  $x$  quando igual a zero, representa a curvatura máxima  $X_c$ . Então, substituindo as derivadas (equações 19 e 20) na equação de  $K$  (equação 18) tem-se:

$$K = \frac{\frac{a' (b')^2 x^{-b'}}{x^2} + \frac{a' b' x^{-b'}}{x^2}}{\left( \frac{(a')^2 (b')^2 x^{-2b'}}{x^2} + 1 \right)^{\frac{3}{2}}} \quad (21)$$

Logo, a derivada de  $K$  em relação a  $x$ ,  $K'$ , é igual a:

$$K' = \frac{\left( \frac{a'(b')^2 x^{-b'}}{x^2} + \frac{a'b'x^{-b'}}{x^2} \right) \left( \frac{3(a')^2(b')^3 x^{-2b'}}{x^3} + \frac{3(a')^2(b')^2 x^{-2b'}}{x^3} \right)}{\left( \frac{(a')^2(b')^2 x^{-2b'}}{x^2} + 1 \right)^{\frac{5}{2}}} + \frac{-\frac{a'(b')^3 x^{-b'}}{x^3} - \frac{3a'(b')^2 x^{-b'}}{x^3} - \frac{2a'b'x^{-b'}}{x^3}}{\left( \frac{(a')^2(b')^2 x^{-2b'}}{x^2} + 1 \right)^{\frac{3}{2}}}$$

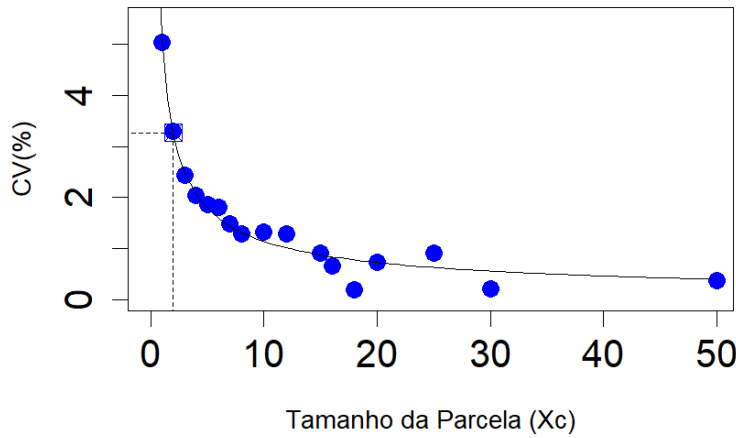
Igualando  $K'$  a zero, obtém-se o ponto de máxima curvatura  $X_c$ :

$$\hat{X}_c = \left( \frac{a'^2 b'^2 \cdot (2b' + 1)}{b' + 2} \right)^{\frac{1}{2(b'+1)}} \quad (22)$$

em que  $a'$  é o intercepto da regressão e  $b'$  o coeficiente de heterogeneidade do material experimental.

A figura 5 apresenta um exemplo da representação gráfica pelo método de máxima curvatura modificado.

**Figura 5.** Representação gráfica da relação entre o coeficiente de variação ( $CV_x$ ) e o tamanho de parcela ( $X$ ) para o método de máxima curvatura modificado.



Fonte: Próprio autor.

#### 2.3.4 Proposta de métodos de determinação do tamanho ótimo de parcelas: Método da curvatura máxima da função $CV_X$ modificado e Método da curvatura máxima da função $VU_X$ modificado

Propõe-se dois novos métodos a fim de determinar o tamanho ótimo de parcelas. Para o método da curvatura máxima da função  $V_x$ , utilizou-se a função apresentada por Smith (1938):

$$V_x = \frac{V_1}{X^b}$$

em que  $V_1$  é a variância entre parcelas compostas por uma unidade básica e  $b$  é o coeficiente de regressão que indica a relação entre indivíduos adjacentes.

Determina-se que para a curva  $y = V_x$ , o raio de curvatura é dado por:

$$R_{V_x} = \frac{[1 + (V_x')^2]^{\frac{3}{2}}}{V_x''} \quad (23)$$

em que  $V_x'$  e  $V_x''$ , são primeira e segunda derivada, respectivamente, da função  $V_x$ .

Para maximizar a curvatura, minimiza-se  $R_{V_x}$ , ou seja, calcular a primeira derivada do raio de curvatura (equação 23). Primeiro, aplica-se a transformação logarítmica em  $R_{V_x}$  (equação 24):

$$\log R_{V_x} = \frac{3}{2} \log[1 + (V_x')^2] - \log V_x'' \quad (24)$$

e então, calcula-se a primeira derivada da função  $V_x$  (equação 25):

$$V_x' = \frac{-V_1 x^{-b} b}{x} \quad (25)$$

após, calcula-se a segunda derivada da função  $V_x$  (equação 26) . Então:

$$V_x'' = \frac{V_1 x^{-b} b^2}{x^2} + \frac{V_1 x^{-b} b}{x^2} \quad (26)$$

Assim, substituindo as derivadas (25) e (26) na equação (24), tem-se:

$$\log R_{V_x} = \log \left( \frac{\left( \frac{V_1^2 x^{-2b} b^2}{x^2} + 1 \right)^{\frac{3}{2}}}{\frac{V_1 x^{-b} b^2}{x^2} + \frac{V_1 x^{-b} b}{x^2}} \right)$$

Logo, a derivada de  $\log R_{V_x}$ , será:

$$(\log R_{V_x})' = \frac{\left( -\frac{3V_1^2 x^{-2b} b^3}{x^3} - \frac{3V_1^2 x^{-2b} b^2}{x^3} \right) \left( \frac{V_1^2 x^{-2b} b^2}{x^2} + 1 \right)^{\frac{1}{2}}}{\frac{V_1 x^{-b} b^2}{x^2} + \frac{V_1 x^{-b} b}{x^2}} + \frac{\left( \frac{V_1^2 x^{-2b} b^2}{x^2} + 1 \right)^{\frac{3}{2}} \left( \frac{V_1 x^{-b} b^3}{x^3} + \frac{3V_1 x^{-b} b^2}{x^3} + \frac{2V_1 x^{-b} b}{x^3} \right)}{\left( \frac{V_1 x^{-b} b^2}{x^2} + \frac{V_1 x^{-b} b}{x^2} \right)^2} \quad (27)$$

Igualando  $\log R_{V_x}'$  a zero, obtém-se valor da curvatura máxima da função  $V_x$  modificado, dado por:

$$\hat{X}_c = \left[ \frac{b^2 V_1^2 (2b + 1)}{(b + 2)} \right]^{\frac{1}{2b+2}} \quad (28)$$

em que:  $\hat{X}_c$  é o tamanho ótimo de parcelas;  $M_1$  é a média de parcelas compostas por uma unidade básica;  $V_1$  é a variância entre parcelas compostas por uma unidade básica ;  $b$  é o coeficiente de regressão que indica a relação entre indivíduos adjacentes.

Para o método da curvatura máxima da função  $CV_x$  modificado, utilizou-se a função apresentada por Thomas (1974), dada por:

$$CV_x = \frac{V_1}{M_1 \sqrt{x^b}}$$

em que:  $M_1$  é a média de parcelas compostas por uma unidade básica;  $V_1$  é a variância entre parcelas compostas por uma unidade básica ;  $b$  é o coeficiente de regressão que indica a relação entre indivíduos adjacentes.

Determina-se que para a curva  $y = CV_x$  o raio de curvatura é dado por:

$$R_{CV} = \frac{[1 + (CV_x')^2]^{\frac{3}{2}}}{CV_x''} \quad (29)$$

Análogo ao método anterior, utilizamos a transformação logarítmica no raio de curvatura (equação 30) da seguinte maneira:

$$\log R_{CV} = \frac{3}{2} \log[1 + (CV_x')^2] - \log CV_x'' \quad (30)$$

e calculamos a primeira derivada da função  $CV_x$  (equação 31):

$$CV_x' = -\frac{1}{2} \frac{V_1 b}{M_1 x (\sqrt{x^b})} \quad (31)$$

e a segunda derivada da função  $CV_x$  (equação 32):

$$CV_x'' = \frac{1}{4} \frac{V_1 b^2}{M_1 x^2 (\sqrt{x^b})} + \frac{1}{2} \frac{V_1 b}{M_1 x^2 (\sqrt{x^b})} \quad (32)$$

Agora, substituindo as derivadas (equação 31) e (32) na equação (30), tem-se:

$$\log R_{CV} = \log \left( \frac{\left(1 + \frac{1}{4} \frac{V_1^2 b^2}{M_1^2 x^2 (x^b)}\right)^{\frac{3}{2}}}{\frac{1}{4} \frac{V_1 b^2}{M_1 x^2 (\sqrt{x^b})} + \frac{1}{2} \frac{V_1 b}{M_1 x^2 (\sqrt{x^b})}} \right) \quad (33)$$

Logo, a derivada de  $\log R_{CV}$ , será:

$$\begin{aligned} (\log R_{CV})' = & \frac{\left( \left(1 + \frac{V_1^2 b^2 x^{-b}}{4M_1^2 x^2}\right)^{\frac{3}{2}} \left( \frac{V_1 b^3}{8M_1 x^3 \sqrt{x^b}} + \frac{3V_1 b^2}{4M_1 x^3 \sqrt{x^b}} + \frac{V_1 b}{M_1 x^3 \sqrt{x^b}} \right) + \sqrt{1 + \frac{V_1^2 b^2 x^{-b}}{4M_1^2 x^2}} \left( -\frac{3V_1^2 b^3 x^{-b}}{8M_1^2 x^3} - \frac{3V_1^2 b^2 x^{-b}}{4M_1^2 x^3} \right) \right)}{\left( \frac{V_1 b^2}{4M_1 x^2 \sqrt{x^b}} + \frac{V_1 b}{2M_1 x^2 \sqrt{x^b}} \right)^2 + \frac{V_1 b^2}{4M_1 x^2 \sqrt{x^b}} + \frac{V_1 b}{2M_1 x^2 \sqrt{x^b}}} \times \\ & \frac{\left(1 + \frac{V_1^2 b^2 x^{-b}}{4M_1^2 x^2}\right)^{\frac{3}{2}}}{\left( \frac{V_1 b^2}{4M_1 x^2 \sqrt{x^b}} + \frac{V_1 b}{2M_1 x^2 \sqrt{x^b}} \right)} \times \\ & \frac{\left( \frac{V_1 b^2}{4M_1 x^2 \sqrt{x^b}} + \frac{V_1 b}{2M_1 x^2 \sqrt{x^b}} \right)}{\left(1 + \frac{V_1^2 b^2 x^{-b}}{4M_1^2 x^2}\right)^{\frac{3}{2}}} \end{aligned}$$

Igualando  $(\log R_{CV})'$  a zero, obtém-se valor da curvatura máxima da função  $CV_x$ , dado por:

$$\hat{X}_c = \left[ \frac{b^2(b+1)V_1^2}{(2b+8)M_1^2} \right]^{\frac{1}{b+2}} \quad (34)$$

em que:  $\hat{X}_c$  é o tamanho ótimo de parcelas;  $M_1$  é a média de parcelas compostas por uma unidade básica;  $V_1$  é a variância entre parcelas compostas por uma unidade básica;  $b$  é o coeficiente de regressão que indica a relação entre indivíduos adjacentes.

### 2.3.5 Método do modelo linear segmentado com platô

O modelo de regressão segmentado tem por característica exibir uma mudança estrutural durante o curso da evolução da variável independente; especificamente, o modelo inicialmente possui uma estrutura de direção com potencial de ser crescente ou decrescente, e a partir de um ponto de troca, a estrutura se modifica (Mangueira, 2019). O modelo de regressão segmentado é uma técnica diferente para retratar uma relação curvilínea entre uma variável dependente e uma variável independente, segundo Kaps e Lamberson (2017).

A segmentação verifica-se em um único ponto, sendo responsável pela constituição de dois segmentos. Dessa maneira, um modelo linear simples representa o primeiro segmento e no segundo segmento é onde acontece o platô, em que uma constante paralela ao eixo das abscissas o representa (Expressão 35)

$$\begin{cases} Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \epsilon_i, & \text{se } X_i \leq X_c \\ Y_i = P + \epsilon_i, & \text{se } X_i > X_c, \end{cases} \quad (35)$$

onde  $Y_i$  é a variável resposta;  $\beta_0$  é o intercepto da regressão e  $\beta_1$  é o coeficiente de regressão do primeiro segmento. O parâmetro  $P$  é a única constante do modelo platô, o que possibilita a construção de uma reta contínua;  $X_c$  é o ponto de junção dos dois segmentos e  $\epsilon_i$  é o erro associado ao modelo ( $N \sim (0, \sigma_\epsilon^2)$ ).

Pode-se descrever o modelo linear segmentado com platô como a junção de um modelo de regressão linear e um platô, sendo o ponto ( $X_c$ ) o valor em comum nos dois modelos e, portanto, denominado ponto de junção. A equação que define este tipo de modelo é dada por Draper e Smith (1998):

$$Y_i = (\beta_0 + \beta_1 X_i)Z_i + P(1 - Z_i) + \epsilon_i \quad (36)$$

em que o termo  $Y_i$  indica a variável dependente, os termos  $\beta_0$  e  $\beta_1$  constituem os parâmetros/coeficientes na equação da regressão linear (respectivamente intercepto e coeficiente angular),  $P$  indica o parâmetro na equação do platô, isto é, o valor que a variável  $Y_i$  assume quando o modelo passa a se comportar no modo platô,  $X_i$  indica a variável independente, e finalmente  $Z_i$  representa uma variável do tipo binária, tal que para  $X_i \leq X_c$ , quando  $Z_i$  assume o valor 1, conseqüentemente tem-se um modelo de regressão linear; por outro lado, quando  $Z_i$  assume o valor 0, conseqüentemente tem-se um modelo do tipo platô, sendo  $P$  o valor constante que a variável  $Y_i$  assume.

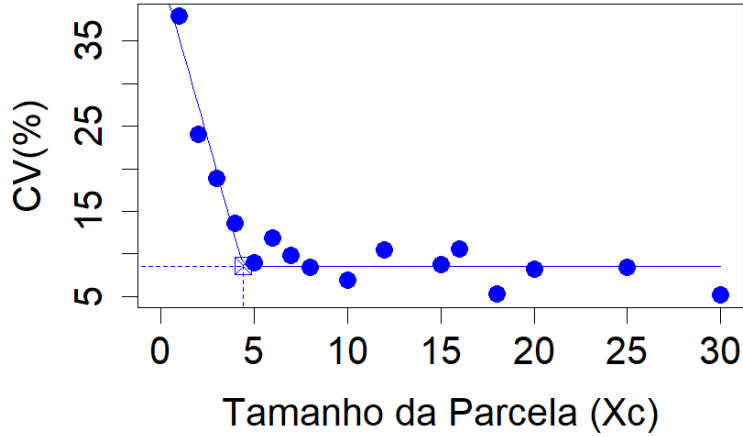
A aplicação do modelo linear segmentado com platô para estimar o tamanho ótimo de parcelas foi proposto por Paranaíba et al. (2009); sabendo que o modelo possui dois segmentos, onde o primeiro se refere a reta decrescente até uma constante  $P$  e o segundo segmento se refere ao platô, que com base em um coeficiente de variação torna-se um valor constante, é representado por:

$$CV_i = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 X_i + \epsilon_i, & \text{se } X_i \leq X_c \\ P + \epsilon_i, & \text{se } X_i > X_c \end{cases} \quad (37)$$

em que  $CV_i$  é o coeficiente de variação entre parcelas de tamanho  $X_i$ ;  $X_i$  é o número de unidades básicas agrupadas;  $X_c$  é o tamanho ótimo de parcelas;  $P$  é o coeficiente de variação no ponto que gera a união do segmento linear com o platô;  $\beta_0$  e  $\beta_1$  são intercepto e coeficiente angular do modelo linear;  $\epsilon_i$  é o erro associado ao  $CV_i$  ( $N \sim (0, \sigma_\epsilon^2)$ ) (Paranaíba et al., 2009).

Um exemplo de representação gráfica do método do modelo linear segmentado com platô é apresentado na Figura 6.

**Figura 6.** Representação gráfica da relação entre o coeficiente de variação ( $CV_x$ ) e o tamanho de parcela ( $X$ ) para o modelo linear segmentado com platô.



Fonte: Próprio autor.

Para o cálculo de estimação de  $X_c$  utiliza-se a seguinte equação:

$$\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_c = \hat{P}$$

Assim, tem-se que o tamanho ótimo de parcelas é dado por:

$$X_c = \frac{(\hat{P} - \hat{\beta}_0)}{\hat{\beta}_1} \quad (38)$$

em que  $\hat{P}$ ,  $\hat{\beta}_0$  e  $\hat{\beta}_1$  são os valores estimados dos parâmetros do modelo linear segmentado com platô.

O método de mínimos quadrados é o mais comumente utilizado para se obter o ajuste do modelo, para tanto se faz necessário o cálculo das derivadas parciais em relação à  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  e  $P$ , sendo  $X_c$  dependente desses três parâmetros. Logo, as derivadas parciais, calculadas a partir da equação 36, são dadas por:

$$\frac{\partial CV_i}{\partial \beta_0} = Z_i, \quad \frac{\partial CV_i}{\partial \beta_1} = X_i Z_i, \quad e \quad \frac{\partial CV_i}{\partial P} = 1 - Z_i \quad (39)$$

À primeira vista, não parece que essas derivadas parciais sejam funções de  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  e  $P$ , isso faz com que o modelo seja classificado como linear nos parâmetros. Todavia, constata-se que são funções de  $Z_i$ , que é dependente de  $X_c$ , e  $X_c$  é função  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  e  $P$ .

O método de mínimos quadrados implica em usar as estimativas de parâmetros que têm a menor soma dos erros (ou quadrados dos desvios). Os erros são da seguinte forma:

$$\varepsilon_i = Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i \quad (40)$$

Em que a função é dada por:

$$z = \sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2 = \sum_{i=1}^n (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i)^2 \quad (41)$$

Assim sendo, se obtém o mínimo quando suas derivadas parciais em relação à  $\beta_0$  e  $\beta_1$  forem iguais a zero. Dada por:

$$\begin{cases} \frac{\partial z}{\partial \beta_0} = -2 \sum (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i) \\ \frac{\partial z}{\partial \beta_1} = 2 \sum (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i)(-X_i) \end{cases} \quad (42)$$

Logo, os estimadores de  $\beta_0$  e  $\beta_1$  são determinados da seguinte forma:

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^n (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i) = 0 \\ \sum_{i=1}^n (X_i)(Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i) = 0 \end{cases} \quad (43)$$

Escreve-se o seguinte sistema de equações a partir da expressão 43:

$$\begin{cases} n\beta_0 + \beta_1 \sum_{i=1}^n X_i = \sum_{i=1}^n Y_i \\ \beta_0 \sum_{i=1}^n X_i + \beta_1 \sum_{i=1}^n X_i^2 = \sum_{i=1}^n X_i Y_i \end{cases} \quad (44)$$

Com isso, resolvendo o sistema dado anteriormente (44) tem-se que  $\beta_0$  e  $\beta_1$  são dados por:

$$\hat{\beta}_0 = \frac{\sum_{i=1}^n Y_i}{n} - \hat{\beta}_1 \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} \quad e \quad \hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n X_i Y_i - \frac{\sum_{i=1}^n X_i \sum_{i=1}^n Y_i}{n}}{\sum_{i=1}^n X_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^n X_i)^2}{n}} \quad (45)$$

### 2.3.6 Método do modelo quadrático segmentado com platô

O modelo quadrático segmentado com platô ocorre de modo análogo ao modelo linear, em que acontece uma fase crescente ou decrescente explicada por uma equação de segundo grau e após estabilizar, pelo platô. Neste caso, o ponto de junção entre platô e função quadrática denota o ponto de máximo (nível ótimo de exigência) (Rezende, 2002).

O modelo quadrático segmentado com platô em sua construção inicial, apresenta um segmento de parábola que, seja em seu ponto de máximo ou mínimo, intercepta o platô (Mangueira, 2019). É dito melhor no que diz respeito a respostas biológicas, comparado ao modelo linear segmentado com platô, uma vez que determina um ponto de máximo (Peixoto, 2013).

O ponto que marca o início do platô ( $X_c$ ), pode ser encontrado usando a primeira derivada da equação quadrática. Quando  $X$  é maior que  $X_c$ , este ponto torna-se uma constante, uma linha reta com inclinação zero que é conhecida como platô, e a equação do modelo é dada  $Y_i = P$ . Quando  $X$  é menor que  $X_c$ , este ponto está localizado na porção quadrática do modelo ( $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 X_i^2$ ) e é definido por uma parábola (Rezende, 2002).

A aplicação do modelo quadrático segmentado com platô para estimar o tamanho ótimo de parcelas foi proposto por Paranaíba et al. (2009); o modelo possui dois segmentos, onde o primeiro se refere a curva decrescente até uma constante  $P$  e o segundo segmento se refere ao platô, que com base em um coeficiente de variação torna-se um valor constante, e é representado por:

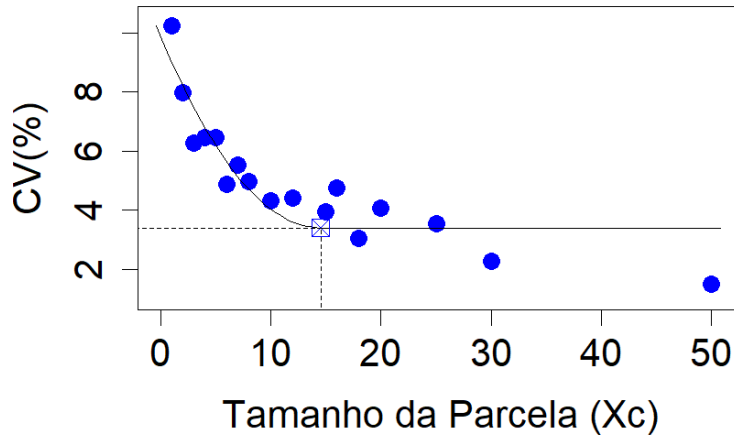
$$CV_i = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 X_i^2 + \epsilon_i, & se \ X_i \leq X_c \\ P + \epsilon_i, & se \ X_i > X_c \end{cases} \quad (46)$$

em que  $CV_i$  é o coeficiente de variação entre parcelas de  $X_i$  unidades básicas;  $X_c$  é o tamanho ótimo de parcelas;  $P$  é o coeficiente de variação no ponto que gera a união do segmento quadrático com o platô;  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  e  $\beta_2$  são parâmetros do modelo a serem estimados;  $\epsilon_i$  é o erro associado ao  $CV_i$  ( $N \sim (0, \sigma_\epsilon^2)$ ).

Um exemplo de representação gráfica do método do modelo quadrático segmentado com platô é apresentado na Figura 7.



**Figura 7.** Representação gráfica da relação entre o coeficiente de variação ( $CV_x$ ) e o tamanho de parcela ( $X$ ) para o modelo quadrático segmentado com platô.



Fonte: Próprio autor.

Para obtermos o valor de tamanho ótimo de parcela ( $X_c$ ) e do valor corresponde ao platô ( $P$ ), são necessários alguns passos. Primeiro, obtém-se a primeira derivada de  $CV_i$  (equação 48) em relação à  $X_i$ , onde  $CV_i$  é dado pela equação (47):

$$CV_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 X_i^2 \quad (47)$$

$$\frac{\partial CV_i}{\partial X_i} = \beta_1 + 2\beta_2 X_i \quad (48)$$

Igualando a equação 48 a zero, tem-se que o tamanho ótimo de parcela é dado por:

$$\hat{X}_c = \frac{-\beta_1}{2\beta_2} \quad (49)$$

Dado  $CV_i = P$  (equação 50), sendo  $P$  o valor constante que  $CV_i$  assume no modelo do tipo platô e, substituindo  $X_c$  na equação (50) obtemos o máximo que corresponde ao platô desejado, dado por (equação 51):

$$P = \beta_0 + \beta_1 X_c + \beta_2 X_c^2 \quad (50)$$

$$\begin{aligned} P &= \beta_0 + \beta_1 \left( \frac{-\beta_1}{2\beta_2} \right) + \beta_2 \left( \frac{-\beta_1}{2\beta_2} \right)^2 \\ &= \beta_0 - \frac{\beta_1^2}{2\beta_2} + \frac{\beta_1^2 \beta_2}{4\beta_2^2} \\ &= \beta_0 - \frac{\beta_1^2}{2\beta_2} + \frac{\beta_1^2}{4\beta_2} \\ &= \beta_0 - \frac{2\beta_1^2 + \beta_1^2}{4\beta_2} \\ &= \beta_0 - \frac{\beta_1^2}{4\beta_2} \end{aligned} \quad (51)$$

Assim sendo, têm-se que tanto  $X_c$  quanto  $P$  são obtidos por meio dos três parâmetros:  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  e  $\beta_2$ .

### 2.3.7 Método de comparação das variâncias

O método da comparação das variâncias foi proposto por Vallejo e Mendoza (1992) e utiliza dados de ensaios em branco para determinar o tamanho de parcelas. O método utiliza um modelo hierárquico (Hatheway e Williams, 1958) para análise dos dados e determinação de tamanhos de parcela diferentes, bem como corrigir e reduzir as variâncias em relação a menor unidade na classificação hierárquica (Gomez e Gomez, 1984).

Portanto, é um método que necessita de um critério de classificação a fim de encontrar os tamanhos de parcela. Sejam as estimativas originais  $\hat{V}_i$  dos tamanhos de parcela obtidas em análise de variância, que são corrigidas em relação a menor unidade da classificação hierárquica da seguinte maneira:

$$\hat{V}_{x=i} = \frac{S'_{x_i}{}^2}{x_i}$$

em que:  $\hat{V}_{x=i}$  é a estimativa da variância por unidades básicas de diferentes tamanhos de parcela;  $S'_{x_i}{}^2$  é a variância reduzida dos diferentes tamanhos de parcela em relação a uma subparcela em ordem hierárquica;  $x_i$  é o tamanho de parcela.

Em seguida, são realizados vários testes de Bartlett a fim de analisar a homogeneidade das variâncias excluindo a menor parcela encontrada em cada teste caso apresente diferença significativa. Ao obter um conjunto (grupo) de parcelas com tamanhos diferentes e variâncias semelhantes estatisticamente, o tamanho ótimo ou ideal da unidade experimental é dado pelo menor tamanho de parcela.

No entanto, valores medianos entre as unidades básicas não é permitido neste método, uma vez que pelo modelo hierárquico os termos de opções de tamanho de parcela são limitados.

Um exemplo de classificação hierárquica adotada é dada por:

$$\begin{aligned}\hat{V}'_1 &= \hat{V}_1 \\ \hat{V}'_2 &= \frac{[f(e-1)\hat{V}_2 + (f-1)\hat{V}_1]}{[f(e-1) + (f-1)]} \\ \hat{V}'_3 &= \frac{[fe(d-1)\hat{V}_3 + f(e-1)\hat{V}_2 + (f-1)\hat{V}_1]}{[fe(d-1) + f(e-1) + (f-1)]} \\ \hat{V}'_4 &= \frac{[fed(c-1)\hat{V}_4 + fe(d-1)\hat{V}_3 + f(e-1)\hat{V}_2 + (f-1)\hat{V}_1]}{[fed(c-1) + fe(d-1) + f(e-1) + (f-1)]} \\ \hat{V}'_5 &= \frac{[fedc(b-1)\hat{V}_5 + fedc(b-1)\hat{V}_4 + fe(d-1)\hat{V}_3 + f(e-1)\hat{V}_2 + (f-1)\hat{V}_1]}{[fedc(b-1) + fedc(b-1) + fe(d-1) + f(e-1) + (f-1)]} \\ \hat{V}'_6 &= \frac{[fedcb(a-1)\hat{V}_6 + fedc(b-1)\hat{V}_5 + fed(c-1)\hat{V}_4 + fe(d-1)\hat{V}_3 + f(e-1)\hat{V}_2 + (f-1)\hat{V}_1]}{[fedcb(a-1) + fedc(b-1) + fed(c-1) + fe(d-1) + f(e-1) + (f-1)]}\end{aligned}$$

em que:  $i = 1, \dots, 6$  considerando seis tamanhos de parcela obtidos por meio da classificação hierárquica;  $\hat{V}_1$  é a variância original com X unidades básicas;  $\hat{V}'_1$  variância reduzida;  $f$  número de repetições;  $e$  o número de blocos em cada repetição;  $d$  o número de parcelas em cada bloco;  $c$  o número de subparcelas em cada parcela;  $b$  o número de subsubparcelas em cada subparcela;  $a$  é o número de subsubsubparcelas em cada subsubparcela.

A estatística do teste de Bartlett é dada por:

$$\chi^2_{calculado} = \frac{M}{C} = \frac{2,3026[(\sum_{i=1}^k f_i)(\log \frac{\sum_{i=1}^k (f_i)(S_i^2)}{\sum_{i=1}^k f_i}) - \sum_{i=1}^k (f_i)(\log S_i^2)]}{1 + \frac{1}{3(k-1)}(\sum_{i=1}^k \frac{1}{f_i} - \frac{1}{\sum_{i=1}^k f_i})}$$

em que:  $\chi^2$  é o teste de qui-quadrado com  $(k-1)$  graus de liberdade;  $f_i$  é o número de graus de liberdade de cada estimativa de variância reduzida  $\hat{V}_{x_i} = S_i^2$  e  $k$  é o número de estimativas. Para testar a homogeneidade das variâncias, as hipóteses são:

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_k^2$$

e

$H_1$  : pelo menos uma das variâncias diferem entre si

Uma vez que  $\chi_{calculado}^2 \geq \chi_{(\alpha, k-1)}^2$  rejeita-se  $H_0$ , caso contrário, não se rejeita  $H_0$

### 2.3.8 Método de Hatheway

O método foi proposto por Hatheway em 1961 e consiste em unir duas equações, de Cochran e Cox (1957) (equação 52) e Smith (1938) (equação 53), respectivamente:

$$r = \frac{2CV^2(t_1 + t_2)^2}{d^2} \quad (52)$$

$$V_x = \frac{V_1}{X^b} \quad (53)$$

em que:  $b$  é o coeficiente de heterogeneidade do material (que mede o grau de associação entre as unidades básicas adjacentes);  $CV$  o coeficiente de variação das parcelas de uma unidade básica;  $t_{1,\nu}$  é o quantil da distribuição t-Student com  $\nu$  graus de liberdade e nível de significância  $\alpha = 0,05$  (teste bilateral a 5%);  $t_{2,\nu}$  é o quantil da distribuição t-Student com  $\nu$  graus de liberdade e nível de significância dado por  $\alpha = 2(1 - P)$  (teste bilateral), sendo o valor de  $P$  corresponde à probabilidade de se obter diferenças significativas, ou seja, poder do teste;  $r$  o número de repetições e  $d$  a diferença entre dois tratamentos que se deseja encontrar em porcentagem da média.

A partir dessas equações, Hatheway (1961) desenvolveu seu método considerando a variância total entre parcelas com tamanho de  $x$  unidades básicas ( $s_x^2$ ), a variância entre parcelas de tamanho reduzido composta por  $x$  unidades básicas ( $V_x'$  - equação 54) e área unitária ( $V_x$  - equação 55) que são expressas por:

$$V_x' = \frac{s_x^2}{x} \quad (54)$$

Reduzindo  $V_x'$  para base unitária, tem-se:

$$V_x = \frac{V_x'}{x} = \frac{s_x^2 \div x}{x} = \frac{s_x^2}{x^2} \quad (55)$$

Para obter o tamanho conveniente de parcelas, pelo método de Hatheway (1961), utiliza-se o coeficiente de variação ( $CV_x$  - equação 56) com tamanho igual a  $x$  unidades básicas, dada por:

$$CV = \frac{s_x}{M_x} \quad (56)$$

Média de parcelas compostas por uma unidade básica ( $M_1$ - equação 57) dada por:

$$M_1 = \frac{M_x}{x} \quad (57)$$

E média de  $x$  unidades básicas de tamanho ( $M_x$  - equação 58), dada por:

$$M_x = M_1 \cdot x \quad (58)$$

Substituindo a equação (58) na equação (56), obtém-se os valores de  $CV$ :

$$CV_x = \frac{s_x}{M_1 \cdot x} \quad (59)$$

E, conseqüentemente de  $CV^2$ :

$$(CV_x)^2 = \frac{(S_x)^2}{(M_1 x)^2} = \frac{S_x^2}{M_1^2 x^2} = \frac{(s_x^2)}{x^2} \cdot \frac{1}{M_1^2} = \frac{V_x}{M_1^2} \quad (60)$$

Agora, substituindo o valor de  $CV_x^2$  na equação de Cochran e Cox (1957) (equação 52), têm-se:

$$r = \frac{2CV^2(t_1 + t_2)^2}{d^2} = 2 \frac{V_x}{M_1^2} \cdot \frac{(t_1 + t_2)^2}{d^2} \quad (61)$$

Por Smith (1938) (equação 53), tem-se:

$$V_x = \frac{V_1}{X^b}$$

Logo, substituindo a equação (53) na equação (61), obtém-se:

$$\begin{aligned} r &= \frac{2(t_1 + t_2)^2}{d^2 M_1^2} \cdot \frac{V_1}{x^b} = \frac{2(t_1 + t_2)^2}{x^b d^2} \cdot \frac{V_1}{M_1^2} \\ &= \frac{2(t_1 + t_2)^2}{x^b d^2} \cdot CV_1^2 \end{aligned} \quad (62)$$

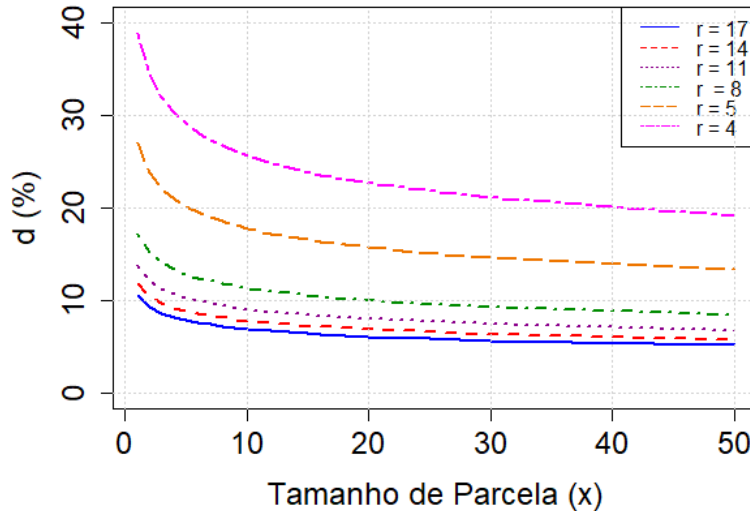
em que  $CV_1^2$  é o quadrado do coeficiente de variação entre parcelas compostas por uma unidade básica.

Agora, isolando  $x^b$ , na equação (62), obtém-se o tamanho conveniente de parcelas, dado por:

$$x^b = \frac{2(CV^2)(t_1 + t_2)^2}{r d^2} \quad (63)$$

Neste método, é necessário que o pesquisador escolha os valores de repetições ( $r$ ), a precisão desejada de  $d$  (diferença entre dois tratamentos),  $P$  (corresponde à probabilidade de se obter diferenças significativas) e  $\alpha$  (nível de significância para o cálculo do valor crítico) e calcular previamente o  $b$  (coeficiente de heterogeneidade) por Smith (1938) (Figura 8).

**Figura 8.** Representação gráfica da relação entre o coeficiente de variação ( $CV_x$ ) e o tamanho de parcela ( $X$ ) com seus respectivos tamanhos de repetição.



Fonte: Próprio autor.

Portanto, denomina-se tamanho conveniente de parcelas por se tratar de dados que atendem apenas a pesquisa em estudo, não sendo necessariamente um tamanho ótimo ou ideal.

## 2.4 Medidas de não linearidade

Quando uma variável dependente,  $Y$ , não pode ser expressa como uma função linear dos parâmetros do modelo, o modelo é considerado como não linear. O uso e a análise aprofundada desses modelos, no entanto, só foram possíveis por meio dos progressos computacionais depois da década de 70 (Dodge, 2008).

Num modelo não linear, um parâmetro pode ser estimado de forma praticamente equivalente aos modelos lineares. No entanto, muitas vezes pode ser difícil estimar os parâmetros no modelo não linear (Souza, 1998), logo, as equações não lineares necessitam de métodos iterativos, uma vez que as soluções das equações são mais complexas e carecem de uma resolução explícita (Bates e Watts, 1988; Ratkowsky, 1983).

Como muitos dos modelos discutidos na literatura são não lineares, deve-se ter cautela ao tirar conclusões, como ao construir intervalos de confiança e realizar testes de hipóteses sobre os parâmetros (Barrozo et al., 2004; Mendes et al., 2008). A não linearidade do modelo tem um impacto significativo no processo inferencial em modelos não lineares, que é fundamentado em premissas de grandes amostras (argumentos assintóticos) (Zeviani et al., 2012).

O comportamento dos estimadores de mínimos quadrados dos parâmetros nos modelos não lineares aproxima-se do comportamento dos estimadores lineares à medida que o tamanho da amostra aumenta. Segundo Bates e Watts (1980), as medidas de não linearidade são expressões que mostram o quão bem uma aproximação linear funciona e como ela afeta as inferências.

A não linearidade do modelo, ou seja, quão boa é a aproximação linear, determina as características estatísticas dos modelos não lineares, seu comportamento numérico no processo de estimação (convergência), bem como a validade das conclusões assintóticas em amostras finitas (Ratkowsky, 1983; Ratkowsky, 1990). Vários estudiosos se concentraram no tema da não linearidade e sugeriram métricas

para sua quantificação. A não linearidade do modelo foi avaliada por Beale (1960) e Bates e Watts (1980) com base na posição da solução, enquanto Box (1971) e Ratkowsky (1983) utilizaram métricas ligadas aos parâmetros estimados.

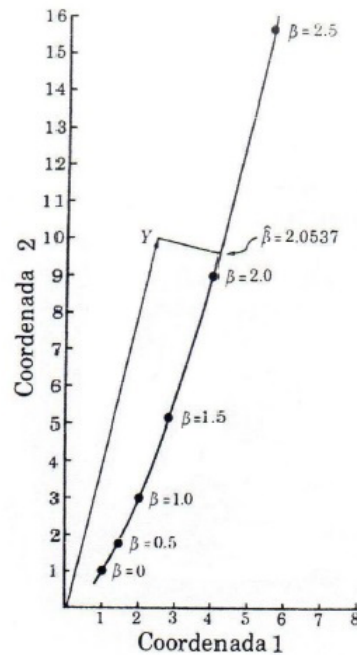
Para entender os princípios da não linearidade intrínseca e da não linearidade paramétrica, usou-se para demonstração o modelo normal não linear  $y_i = x_i^\beta + \varepsilon_i$ , com  $i = 1, 2$  e os dados publicados em Ratkowsky (1983).

$$\mathbf{y} = (2, 5, 10)^T \quad \text{e} \quad \mathbf{x} = (2, 3)^T$$

O espaço de estimativa não é mais uma linha reta neste caso, mas sim uma curva centrada na estimativa de máxima verossimilhança  $\hat{\beta} = 2,05$ . A curva que conecta os pontos  $(2^\beta, 3^\beta)^T$  com  $\beta$  alterando em intervalos espaçados de 0,5. Deve-se notar que os pontos no espaço de estimativa não são espaçados uniformemente como no modelo linear e podem ser utilizados para determinar a não linearidade de um modelo (Figura 9).

Deste modo, a não linearidade intrínseca do modelo, a que se referem Bates e Watts (1980), aumentará quanto mais esta curva se desviar da linha tangente em  $\hat{\beta}$ , e a aparente não linearidade causada pela parametrização do modelo, a que ambos os autores se referem, aumentará quanto mais pontos desigualmente espaçados no espaço de estimação.

**Figura 9.** Espaço do parâmetro, espaço resposta e local da solução para um modelo não linear com  $N = 2$  e  $P = 1$



Fonte: Adaptado de Ratkowsky (1983).

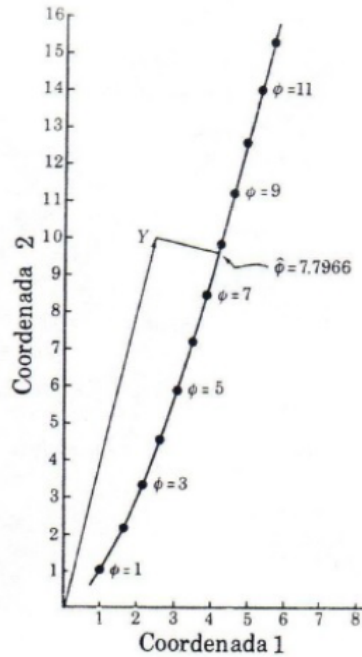
Conseqüentemente, há duas razões pelas quais um modelo pode não ser linear. A primeira é a curvatura verdadeira ou intrínseca ao modelo, conforme descrito por Bates e Watts (1980), que independe do método de reparametrização utilizado. A segunda é a curvatura provocada pela parametrização do modelo. Por meio da reparametrização, esta última pode ser eliminada ou, no mínimo, reduzida. Considere o modelo normal não linear com a seguinte reparametrização, do modelo descrito anteriormente, para demonstrar este ponto:

$$y_i = x_i^{\log \phi} + \varepsilon_i, \quad i = 1, 2 \quad (64)$$

em que  $\phi = \exp(\beta)$

Na figura 10 pode-se observar que a reparametrização não modificará a "forma" da superfície esperada. Todavia, o espaçamento entre os pontos são muito similares sugerindo redução considerável do grau de não linearidade devido à parametrização, conseqüentemente é de se esperar que o modelo 64 demonstre desempenho próximo ao linear em seus atributos estatísticos do que o modelo não parametrizado.

**Figura 10.** Espaço do parâmetro, espaço resposta e local da solução do modelo reparametrizado



Fonte: Adaptado de Ratkowsky (1983).

Com isso, Bates e Watts (1980) tendo como respaldo esses preceitos, determinaram medidas quantitativas de não linearidade. Considerada um instrumento para análise da não linearidade, tais medidas são determinadas por meio das especificações do modelo e dos dados utilizados (Peixoto, 2013).

#### 2.4.1 Medidas de curvatura de Bates e Watts

Bates e Watts (1980) introduziram a quantificação da não linearidade em dois componentes como uma abordagem precisamente mais geométrica para a não linearidade. Tais medidas são independentes de qualquer escala e são pertinentes tanto para análise de desempenho de conjuntos de dados distintos quanto para reparametrização de um mesmo modelo. Assim, Bates e Watts (1980) examinaram a não linearidade por meio de duas componentes: a curvatura intrínseca (IN) e a curvatura em virtude do efeito de parâmetros (PE). A IN, que não é afetado pelas parametrizações do modelo, avalia a planicidade da superfície prevista produzida pelo modelo próximo à posição da solução de mínimos quadrados; já a PE depende da parametrização do modelo e mede a não uniformidade prevista do sistema de coordenadas da superfície próximo ao local da solução (Zeviani et al., 2012).

Segundo Seber e Wild (1989), o modelo não linear estará mais próximo do linear quanto menor for a magnitude dos dois componentes da não linearidade. A garantia de estimadores imparciais, normalmente distribuídos e com pouca variação, mesmo para amostras pequenas, é uma das qualidades de uma aproximação linear bem-sucedida (Seber e Wild, 1989; Mazucheli e Achcar, 2002).

Isto posto, admita o modelo de regressão normal não linear  $Y = g(\beta; X) + \epsilon = \mu(\beta) + \epsilon$ . Um parâmetro escalar,  $b$ , pode ser usado para representar uma linha no espaço paramétrico passando por  $\hat{\beta}$  como:

$$\beta(b) = \hat{\beta} + b\mathbf{h}$$

em que  $\mathbf{h} = (h_{(1)}, \dots, h_{(p)})^T$  é um vetor de valores não-nulos. Sobre o espaço de estimação, esta reta produz uma curva que é dada por:

$$\mu_h(b) = \mu(\hat{\beta} + b\mathbf{h})$$

A estimativa da aceleração da curva  $\mu_h$  é obtida por:

$$\ddot{\mu}_h = \mathbf{h}^T \hat{W} \mathbf{h}$$

em que  $\mathbf{W}$  é uma matriz de dimensão  $n \times (p \times p)$  com  $i$ -ésima face expressa como  $W_i = \frac{\partial^2 \mu_i}{\partial \beta_r \partial \beta_s}$ ,  $i = 1, \dots, n$ . Logo, cada elemento indexado por  $i$  é dada por  $\mathbf{h}^T \hat{W}_i \mathbf{h}$ , para  $i = 1, \dots, n$ . Assim sendo, Bates e Watts (1980), descreveram as curvaturas intrínseca (equação 65) e devido à parametrização (equação 66), da seguinte maneira:

$$K_h^{IN} = \frac{\|\ddot{\mu}^{IN}\|}{\|\dot{\mu}\|^2} \quad (65)$$

$$K_h^{PE} = \frac{\|\ddot{\mu}^{PE}\|}{\|\dot{\mu}\|^2} \quad (66)$$

A forma de superfície esperada não mudará como resultado da parametrização. É possível padronizar essas curvaturas para torná-las invariantes a alterações na escala. Quando as medidas relativas são padronizadas, elas podem ser utilizadas para comparar diferentes parametrizações de um determinado modelo, bem como diferentes conjuntos de dados para o próprio modelo ou para modelos distintos.

#### 2.4.2 Vício de Box

Como consequência da não linearidade do modelo, os estimadores de máxima verossimilhança nos modelos não lineares propendem a ser viesados (Cook et al., 1986). Segundo Cordeiro e Vasconcellos (1997), na prática, o vício é comumente desconsiderado com o argumento de ser esquecido em comparação ao erro padrão das estimativas dos parâmetros. Todavia, conforme a não linearidade do modelo se torna mais acentuada ou a amostra diminui, o vício nas estimativas se torna excessivo e assim, o conhecimento sobre as formas de identificá-lo se torna benéfico (Zeviani, 2009).

Para casos univariados homocedásticos, Box (1971) sugere a seguinte maneira de cálculo do viés:

$$B(\hat{\theta}) = -\frac{\sigma^2}{2} \left( \sum_{i=1}^n \mathbf{F}_i \mathbf{F}_i^T \right)^{-1} \sum_{u=1}^n \mathbf{F}_u \text{tr} \left[ \left( \sum_{i=1}^n \mathbf{F}_i \mathbf{F}_i^T \right)^{-1} \mathbf{H}_u \right] \quad (67)$$

em que  $\text{tr}$  é o operador traço,  $F_i (= F_u)$  é o vetor  $(p \times 1)$  da primeira derivada do modelo e  $H_u$  é a matriz  $(p \times p)$  de segunda derivada, ambos com respeito aos elementos de  $\theta$ , analisados em  $x_i$ ,  $i = 1, \dots, n$  (matrizes 68). No emprego de quantidades desconhecidas ( $\theta$  e  $\sigma^2$ ), de modo prático, utiliza-se  $\hat{\theta}$  e  $\hat{\sigma}^2 = s(\theta)/(N - P)$ .



$$\mathbf{F}_i = \begin{bmatrix} \frac{\partial f(x_n, \theta)}{\partial \theta_1} \\ \vdots \\ \frac{\partial f(x_n, \theta)}{\partial \theta_P} \end{bmatrix} \quad e \quad \mathbf{H}_u = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 f(x_n, \theta)}{\partial \theta_1^2} & \cdots & \frac{\partial^2 f(x_n, \theta)}{\partial \theta_1 \partial \theta_P} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial^2 f(x_n, \theta)}{\partial \theta_1 \partial \theta_P} & \cdots & \frac{\partial^2 f(x_n, \theta)}{\partial \theta_P^2} \end{bmatrix} \quad (68)$$

O vício de Box está associado à sua medida de não linearidade provocada pela parametrização (Bates e Watts, 1980). Por apontar quais os parâmetros do modelo são os causadores do alto valor da não linearidade provocada pela parametrização, se torna importante a utilização da fórmula de Box (Peixoto, 2013).

Por ser livre de escala, a porcentagem do vício é uma medida notável, calculada por:

$$\%B(\hat{\theta}) = \frac{100 \times B(\hat{\theta})}{\hat{\theta}}$$

Um vício aceitável, segundo Box (1971), é quando  $B(\hat{\theta}_i) < 1\%$  e que, em casos mais rigorosos, é apropriado realizar a correção com translação dos intervalos de confiança na mesma proporção. Ainda, o vício é equivalente à matriz de covariância dos erros, assim sendo também é equivalente à matriz de covariância dos parâmetros, o autor completou dizendo que o erros padrões das estimativas são mais importante que o vício e a redução do vício nas estimativas é consequência de um método experimental que reduza a variância generalizada.

Por meio de simulações, Gillis e Ratkowsky (1978), complementaram que a medida de vício de Box é útil não só para estimar o vício de modo aproximado, mas também apresentar uma boa recomendação do comportamento não linear do modelo.

## 2.5 Critérios para qualidade do ajuste

Quando modelos de regressão não linear são aplicados ao mesmo conjunto de dados, devido às suas diferenças, procedimentos estatísticos devem ser utilizados para avaliar os modelos e escolher o melhor (Silveira, 2010). A literatura contém várias sugestões para essas ferramentas, conhecidas como critérios para qualidade de ajuste. A seguir, são apresentadas algumas dessas ferramentas.

### 2.5.1 Coeficiente de determinação

O coeficiente de determinação em modelos de regressão não linear pode ser usado como parâmetro para avaliar a eficácia do ajuste, todavia o coeficiente de determinação é difícil de definir nesses modelos porque um dos problemas com sua definição é que ele exige a presença de um intercepto no modelo, parâmetro que nem sempre está presente em modelos não lineares. O complemento da razão entre a soma dos quadrados do resíduo do ajuste do modelo de regressão e a soma dos quadrados do modelo ajustado pela média geral é levado em consideração quando modelos não lineares são ajustados Peixoto (2013). O Coeficiente de determinação ajustado é definido por:

$$R_{adj}^2 = 1 - \frac{S(\hat{\theta})}{\|y - \bar{y}\|^2} \quad (69)$$

em que  $S(\hat{\theta})$  é a soma dos quadrados dos resíduos avaliados em  $\hat{\theta}$ . No entanto, (Rezende et al., 2007) ressaltam que o  $R^2$  sozinho não é uma condição suficiente para discutir o ajuste do modelo, uma vez que, normalmente, valores de  $R^2$  assintóticos altos e semelhantes são frequentemente obtidos no ajuste do modelo não linear.

### 2.5.2 Erro quadrático médio

O erro quadrático médio (EQM), que é a diferença entre o valor predito e o valor real dos dados, é um método para avaliar a discrepância entre um estimador e o valor real da quantidade estimada. Ainda, tem-se que o melhor modelo ajustado será o que apresentar menor valor de EQM. Armstrong e Collopy (1992) propuseram a seguinte equação:

$$EQM = \frac{\sum_{i=1}^N (y_i - \hat{y}_i)^2}{N} \quad (70)$$

em que  $y_i$ : valores observados;  $\hat{y}_i$ : valores preditos pelo modelo;  $N$ : número de observações.

O EQM é uma ferramenta frequentemente usada para avaliar a precisão de modelos numéricos. Como o EQM eleva ao quadrado as diferenças individuais, ele é vulnerável a grandes erros. Ainda, tem-se que o valor de EQM é sempre maior ou igual a zero (Hallak e Pereira Filho, 2011).

### 2.5.3 Critério de Informação de Akaike

O Critério de Informação de Akaike (AIC) é uma medida de quão bem o modelo paramétrico estimado pelo método de máxima verossimilhança se ajusta aos dados. A adequação do modelo estatístico aprimorado é avaliada em relação a outros modelos usando o AIC, proposto por Akaike em 1974 (Akaike, 1974). Assim, a estatística AIC é determinada por:

$$AIC = -2\ln[L(\hat{\theta})] + 2P \quad (71)$$

em que  $L(\hat{\theta})$  é o máximo da função de verossimilhança e o  $P$  é o número de parâmetros.

O AIC não é um teste de modelo no sentido de testar hipóteses; ao contrário, é uma ferramenta para selecionar modelos; como não é um teste de hipótese, não há significância ou valor-p. O valor de AIC sozinho para um determinado conjunto de dados não tem significado. No entanto, ao se comparar vários modelos, o AIC se torna útil, uma vez que, o "melhor" modelo dentre os modelos comparados é aquele com menor valor de AIC (Emiliano, 2009).

### 2.5.4 Análise de diagnóstico

De acordo com Peixoto (2013), um aspecto essencial do exame de um modelo ajustado é a realização de uma análise de diagnóstico para procurar possíveis desvios das suposições subjacentes do modelo. O estudo dos resíduos, como a primeira etapa do processo diagnóstico, permite detectar pontos extremos e determinar se a distribuição proposta era adequada para a variável resposta.

Resíduos ordinários, versões padronizadas, resíduos construídos a partir das partes da função de desvio e resíduos generalizados podem ser usados como base para a análise de resíduos em modelos estatísticos (Cox e Snell, 1968; McCullagh e Nelder, 2019). Gráficos informais para mostrar as características gerais dos resíduos, tal qual testes formais verificados por meio de hipóteses, podem ser usados nas análises. Segundo (Cook e Weisberg, 1982), esses processos formais ou informais são complementares, e a análise residual pode usar ambos.

## Referências

- Afonja, B. (1968). Analysis of a uniformity trial on cassava. *Experimental Agriculture*, 4(2):135–141.
- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6):716–723.

- Araújo, M. J. d., Dias, D. d. C., Scarpinati, E. A., e Paula, R. C. d. (2015). Número de repetições, de plantas por parcela e de avaliações para testes clonais de eucalipto. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, 50(10):923–931.
- Armstrong, J. e Collopy, F. (1992). Error measures for generalizing about forecasting methods: Empirical comparisons. *International Journal of Forecasting*, 8(1):69–80.
- Bailey, M., Sarkhosh, A., Rezazadeh, A., Anderson, J., Chambers, A., e Crane, J. H. (2021). The passion fruit in florida. *EDIS*, 2021(1).
- Bakke, O. A. (1988). *Tamanho e forma ótimos de parcelas em delineamentos experimentais*. PhD thesis, Universidade de São Paulo.
- Barrozo, M., Sartori, D., e Freire, J. (2004). A study of the statistical discrimination of the drying kinetics equations. *Food and Bioproducts Processing*, 82(3):219–225.
- Bastos, E. (1987). Guia para o cultivo do milho. *São Paulo: Ícone*, page 190.
- Bates, D. M. e Watts, D. G. (1980). Relative curvature measures of nonlinearity. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 42(1):1–16.
- Bates, D. M. e Watts, D. G., editors (1988). *Nonlinear Regression Analysis and Its Applications*. John Wiley & Sons, Inc.
- Beale, E. (1960). Confidence regions in non-linear estimation. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 22(1):41–76.
- Bertolucci, F. d. L. G., Ramalho, M. A. P., e Duarte, G. d. S. (1991). Alternativas de tamanho e forma da parcela para avaliação de progênies do feijoeiro (*phaseolus vulgaris* l.). *Ciência e Prática*, 15(03):295–305.
- Box, M. (1971). Bias in nonlinear estimation. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 33(2):171–190.
- Brioschi Junior, D., Guarçoni, R. C., , Alixandre, F. T., Pereira, L. L., de Sousa, D. G., Marcate, J. P. P., Favarato, L. F., de Sousa, L. H. B. P., Fornazier, M. J., e Filete, C. A. (2020). Tamanho ótimo de parcela experimental para avaliar características físico-químicas de café arábica. *Revista Ifes Ciência*, 6(3):3–11.
- Brito, M. C. M., Faria, G. A., Morais, A. d., Souza, E. d., e Dantas, J. L. L. (2012). Estimação do tamanho ótimo de parcela via regressão antitônica. *Revista Brasileira de Biometria*, 30(3):353–366.
- Cargnelutti Filho, A., Neu, I. M. M., Souza, J. M. d., Pezzini, R. V., Dumke, G. E., e Somavilla, F. M. (2020). Plot size, number of treatments and replicates and experimental precision in buckwheat. *Revista Caatinga*, 33(4):1131–1139.
- Cargnelutti Filho, A., Storck, L., Toebe, M., Burin, C., Alves, B. M., Facco, G., e Neu, I. M. M. (2014). Precisão experimental relacionada a tamanhos de parcelas, números de tratamentos e repetições em nabo forrageiro. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, 49(6):428–439.
- Celanti, H. F., Schmildt, E. R., Schmildt, O., Alexandre, R. S., e Cattaneo, L. F. (2016). Tamanho ótimo de parcela na avaliação de mudas de mamoeiro: proposta e comparação de métodos. *Revista Ceres*, 63(4):469–476.
- Cochran, W. e Cox, G. M. (1957). *Experimental designs*. Jhon Wiley.

- Comex Stat (2022). Governo Federal, Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços.
- Cook, R. D., Tsai, C.-L., e Wei, B. (1986). Bias in nonlinear regression. *Biometrika*, 73(3):615–623.
- Cook, R. D. e Weisberg, S. (1982). *Residuals and influence in regression*. New York: Chapman and Hall.
- Cordeiro, G. M. e Vasconcellos, K. L. (1997). Bias correction for a class of multivariate nonlinear regression models. *Statistics & probability letters*, 35(2):155–164.
- Cox, D. R. e Snell, E. J. (1968). A general definition of residuals. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 30(2):248–265.
- Dagnelie, P. (1981). *Principes d'expérimentation*. Presses agronomiques de Gembloux.
- Dodge, Y. (2008). *The concise encyclopedia of statistics*. Springer Science & Business Media.
- Draper, N. R. e Smith, H. (1998). *Applied regression analysis*, volume 326. John Wiley & Sons.
- Emiliano, P. (2009). *Fundamentos e aplicações dos critérios de informação: Akaike e Bayesiano*. 92f. PhD thesis, Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agropecuária ...).
- Faleiro, F., Oliveira, J. d. S., e Junqueira, N. (2019). Banco ativo de germoplasma de passiflora 'flor da paixão': aspectos históricos e a importância da conservação e caracterização de recursos genéticos. *Embrapa Cerrados-Capítulo em livro técnico (INFOTECA-E)*.
- Faleiro, F. G. e Junqueira, N. T. V. (2016). Maracujá: 500 perguntas e 500 respostas. *Brasília, DF: Embrapa Informação Tecnológica*.
- Faleiro, F. G., Junqueira, N. T. V., de Jesus, O., Costa, A., Machado, C. d. F., Junqueira, K. P., de Araujo, F., e Junghans, T. (2017b). Espécies de maracujazeiro no mercado internacional. *Embrapa Semiárido-Capítulo em livro técnico (INFOTECA-E)*.
- Faria, G. A., Costa, T. F., Felizardo, L. M., Lopes, B. G., de Oliveira, C. P. M., de Lima, J. F., da Fonseca, A. D., Rocha, P. S., Peixoto, A. P. B., e de Oliveira, T. A. (2020a). Regressão com platô na estimação do tamanho ótimo de parcelas em experimentos com mamoeiro em casa de vegetação. *Research, Society and Development*, 9(10):e9159109289.
- Federer, W. F. (1956). *Experimental design*, volume 81. LWW.
- Federer, W. T. (1963). *Experimental design, theory and application*. New Yorker: Mcmillan, 2 edition.
- Food and Agriculture Organization of the United Nations (2018). Minor tropical fruits-mainstreaming a niche market. food outlook-biannual report on global food markets.
- Franco, G. (2007). Tabela de composição química dos alimentos. In *Tabela de composição química dos alimentos*, pages 307–307.
- Galvão, R. N., Caliman, F. R. B., Pavan, J. R., Guarçoni, R. C., Pereira, L. L., Favarato, L. F., Rodrigues, F. C., Caetano, L. C. S., Cardoso, W. S., e Silva, S. S. d. (2019). Tamanho de amostra para avaliar características físico-químicas de tomate.
- Gillis, P. e Ratkowsky, D. (1978). The behaviour of estimators of the parameters of various yield-density relationships. *Biometrics*, pages 191–198.
- Gomez, K. A. e Gomez, A. A. (1984). *Statistical procedures for agricultural research*. John Wiley & Sons.

- González, G. G. H., Cardozo, N. S., Moreira, J. M., Nacimiento, A., Melo, A. F., e Pelegrino, D. (2019). Dimensionamento da parcela experimental em experimento com rabanete. *PUBVET*, 13:176.
- González, G. G. H., Morais, A. R. d., Caballero Mendoza, C. A., Bortolini, J., e Rodrigues Liska, G. (2018). Estimación del tamaño óptimo de parcela en experimentación con batata dulce. *Agrociencia Uruguay*, 22(2):7–12.
- Guarçoni, R. C., de Souza, J. L., Favarato, L. F., da Penha Angeletti, M., e Bahiense, D. V. (2017). Determinação do tamanho ótimo de parcela experimental para experimentos com repolho utilizando simulação e métodos de estimação.
- Hallak, R. e Pereira Filho, A. J. (2011). Metodologia para análise de desempenho de simulações de sistemas convectivos na região metropolitana de são paulo com o modelo arps: sensibilidade a variações com os esquemas de advecção e assimilação de dados. *Revista Brasileira de Meteorologia*, 26:591–608.
- Hatheway, W. H. (1961). Convenient plot size 1. *Agronomy Journal*, 53(4):279–280.
- Hatheway, W. H. e Williams, E. J. (1958). Efficient estimation of the relationship between plot size and the variability of crop yields. *Biometrics*, 14:207–222.
- Hayes, H. K. e Immer, F. R. (1955). Métodos fitotécnicos, procedimientos científicos para mejorar las plantas cultivadas. Technical report.
- Junghans, T. G. et al. (2022). Espécies de maracujazeiro: uma riqueza do brasil.
- Kaps, M. e Lamberson, W. R. (2017). *Biostatistics for animal science*. Cabi.
- Koch, E. J. e Rigney, J. (1951). A method of estimating optimum plot size from experimental data 1. *Agronomy Journal*, 43(1):17–21.
- Le Clerg, E. L. (1966). *Plant breeding. A symposium held at Iowa state University*, chapter Significance of experimental design in plant breeding, pages 243–313. Iowa State University press, Ames.
- Lessman, K. J. e Atkins, R. E. (1963). Optimum plot size and relative efficiency of lattice designs for grain sorghum yield tests. *Crop Science Society of America*, 3:477–481.
- Lopes, B. G., Faria, G. A., Maltoni, K. L., Rocha, P. S., Olivério, G. L., Peixoto, A. P. B., Ferreira, A. F. A., da Costa Andrade, J. A., de Oliveira, T. A., Rodrigues, M. G. F., e Felizardo, L. M. (2020). Calculation of the ideal plot size for experiments using eucalyptus. *Research, Society and Development*, 9(8).
- Lorentz, L. H., Erichsen, R., e Lúcio, A. D. (2012). Proposta de método para estimação de tamanho de parcela para culturas agrícolas. *Revista Ceres*, 59:772–780.
- Lúcio, A. D., Lambrecht, D. M., Sari, B. G., Krysczun, D. K., e Ubessi, C. (2020). Experimental planning for conducting experiments with cucumber. *Horticultura Brasileira*, 38(2):112–116.
- Lúcio, A. D., Sari, B. G., Pezzini, R. V., Liberalesso, V., Delatorre, F., e Faé, M. (2016). Heterocedasticidade entre fileiras e colheitas de caracteres produtivos de tomate cereja e estimativa do tamanho de parcela. *Horticultura Brasileira*, 34(2):223–230.
- Machado, C. d. F., Faleiro, F., Santos Filho, H., Fancelli, M., Carvalho, R. d. S., Ritzinger, C., de Araujo, F., Junqueira, N. T. V., de Jesus, O., e de Novaes, Q. (2017). Guia de identificação e controle de pragas na cultura do maracujazeiro. *Embrapa Mandioca e Fruticultura-Livro científico (ALICE)*.

- Mangueira, R. A. F. (2019). *Abordagem bayesiana de modelos de regressão com platô de resposta*. PhD thesis, Universidade de São Paulo.
- Markus, R. (1971). *Elementos de estatística aplicada*. UFRGS.
- Mazucheli, J. e Achcar, J. A. (2002). Algumas considerações em regressão não linear. *Acta Scientiarum. Technology*, 24:1761–1770.
- McCullagh, P. e Nelder, J. A. (2019). *Generalized linear models*. Routledge.
- Medeiros, S. A. F. d., Yamanishi, O. K., Peixoto, J. R., Pires, M. C., Junqueira, N. T. V., e Ribeiro, J. G. B. L. (2009). Caracterização físico-química de progênies de maracujá-roxo e maracujá-azedo cultivados no distrito federal. *Revista Brasileira de Fruticultura*, 31:492–499.
- Meier, V. D. e Lessman, K. J. (1971). Estimation of optimum field plot shape and size for testing yield in crambe abyssinica hochst.1. *Crop Science*, 11(5):648.
- Melo, B. (2003). Núcleo de Estudo em Fruticultura no Cerrado: Cultura do Maracujazeiro.
- Melo, F. H. B. d. (2018). Caracterização física de frutos de maracujá-azedo e silvestre.
- Mendes, P. N., Muniz, J. A., Silva, F. F., e Mazzini, A. R. d. A. (2008). Modelo logístico difásico no estudo do crescimento de fêmeas da raça hereford. *Ciência Rural*, 38:1984–1990.
- Michels, R. N., Canteri, M. G., Fonseca, I. C. d. B., Bertozzi, J., Bosco, T. C. D., et al. (2020). Estimating optimum plot size with radiometer for experiments on soybeans treated with fungicide. *Summa Phytopathologica*, 46(4):308–312.
- Miranda Filho, J., Viégas, G., Paterniani, E., e Viégas, G. (1987). Melhoramento e produção do milho. *Campinas: Fundação Cargill*, 2:765–794.
- Moraes, B. F. X. d., Toledo, F. H. R. B., Dias, K. O. d. G., Andrade, V. T., Ferreira, D. F., e Gonçalves, F. M. A. (2019). Plot size for evaluation of arabica coffee yield. *Acta Scientiarum. Agronomy*, 41.
- Moreira, J., Melo, A., Oliveira, J., Ataide, D., Ribeiro, M., e Bortolini, J. (2016). Parcela ótima para a cultura do cafeeiro obtido por simulação de dados com variâncias conhecidas. *Pubvet*, 10(9):636–642.
- Oliveira, G. M. V., de Mello, J. M., de Lima, R. R., Scolforo, J. R. S., e de Oliveira, A. D. (2011). Tamanho e forma de parcelas experimentais para eremanthus erythropappus. *Cerne*, 17:327–338.
- Ortiz, R. (1995). Plot techniques for assessment of bunch weight in banana trials under two systems of crop management. *Agronomy Journal*, 87(1):63–69.
- Paranaíba, P. F., Ferreira, D. F., e de Moraes, A. R. (2009). Tamanho ótimo de parcelas experimentais: proposição de métodos de estimação. *Revista Brasileira de Biometria*, 27(2):255–268.
- Peixoto, A. P. B. (2013). *Análise da dinâmica do potássio e nitrato em colunas de solo não saturado por meio de modelos não lineares e multiresposta*. PhD thesis, Universidade de São Paulo.
- Pereira, R., da Silveira, M., e Costa, A. (2017). Maracujá silvestre (*passiflora tenuifila* killip): aspectos agronômicos e características dos frutos. *Embrapa Cerrados-Comunicado Técnico (INFOTECA-E)*.
- Pérez, J. O. e Liscano, G. M. (2012). Aspectos generales de la gulupa. *Tecnología para el cultivo de la Gulupa en Colombia*, page 7.

- Pires, F. R., Silva, F. D. P., Santana, S. L., Cogo, F. D., e Campos, K. A. (2016). Tamanho de parcelas em ensaios com mudas de cafeeiro do cultivar mundo novo iac - 379-19. *Intercursos Revista Científica*. Portal São Francisco (2023). Alimentos: Maracujá.
- Ratkowsky, D. (1983). Nonlinear regression modelling.
- Ratkowsky, D. A. (1990). *Handbook of nonlinear regression models*. Number 04; QA278. 2, R3.
- Rezende, D. M. L. C. (2002). *Ajuste de modelos de platô de resposta aplicados ao estudo de exigência nutricional de frangos de corte*. PhD thesis, Universidade Federal de Lavras.
- Rezende, D. M. L. C., Muniz, J. A., Ferreira, D. F., e Silva, F. F., e de Aquino, L. H. (2007). Ajuste de modelos de platô de resposta para a exigência de zinco em frangos de corte. *Ciência e Agrotecnologia*, 31(2):468–478.
- Seber, G. e Wild, C. (1989). Nonlinear regression john wiley & sons. *New York*.
- SIDRA - IBGE (2022). Sistema de recuperação automática. rio de janeiro.
- Silva, E. C. (1974). Estudo do tamanho e forma de parcelas para experimentos de soja. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, 9(9):49–59.
- Silva, G. e Souza, M. (2020a). Origin of the cultivated passion fruit *passiflora edulis* f. *flavicarpa* and genomic relationships among species of the subgenera *decaloba* and *passiflora*. *Plant Biology*, 22(3):533–540.
- Silva, L. L. d., Batista, C. B., da Costa, V. M., Cardoso, A. C., da Silva Caliman, C., de Castro, H. C. J. V., Lima, J. M., Ventura, J. A., Caetano, L. C. S., Pavan, J. R., et al. (2019a). Tamanho de amostra para avaliar características de banana.
- Silva, M. d. S. d., Silva, S. d. O., Donato, S. L. R., Ledo, C. A. d. S., Sampaio Filho, O. M., Silva, G. d. M. A., e Conceição, A. L. d. S. (2019b). Optimal experimental plot size for papaya cultivation. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, 54.
- Silveira, F. d. (2010). *Classificação multivariada de modelos de crescimento para grupos genéticos de ovinos de corte. 61f*. PhD thesis, Dissertação (Mestrado em Estatística Aplicada e Biometria)-Universidade ...
- Smith, H. F. (1938). An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. *The Journal of Agricultural Science*, 28(1):1–23.
- Sousa, R. P., e Silva, P. S. L., e Assis, J. P. (2016). Size and shape of plots for experiments with the sunflower. *Revista Ciência Agronômica*, 47.
- Sousa, R. P. d., Silva, P. S. L. e., e Assis, J. P. d. (2016). Size and shape of plots for experiments with the sunflower. *Revista Ciência Agronômica*, 47.
- Souza, G. d. S. (1998). *Introdução aos modelos de regressão linear e não-linear*. EMBRAPA-SPI Brasília.
- Steel, R., Torrie, J., e Dicky, D. (1997). *Principles and procedures of statistics*. McGraw Hill Book Co.
- Thomas, E. J. (1974). Relationship between plot size and plot variance. *Agricultural Research Journal of Kerala*, 12(2):178–189.
- Vallejo, R. L. e Mendoza, H. A. (1992). Plot technique studies on sweetpotato yield trials. *Journal of the American Society for Horticultural Science*, 117(3):508–511.

- Weber, C. R. e Horner, T. W. (1957). Estimates of cost and optimum plot size and shape for measuring yield and chemical characters in soybeans 1. *Agronomy Journal*, 49(8):444–449.
- Zeraik, M. L., Pereira, C. A., Zuin, V. G., e Yariwake, J. H. (2010). Maracujá: um alimento funcional? *Revista Brasileira de farmacognosia*, 20(3):459–471.
- Zeviani, W. M. (2009). *Avaliação de modelos de regressão não linear na cinética de liberação de potássio de resíduos orgânicos*. phdthesis, Curso de Estatística e Experimentação Agropecuária, Universidade Federal de Lavras, Lavras. 87 f.
- Zeviani, W. M., Silva, C. A., Carneiro, W. J. d. O., e Muniz, J. A. (2012). Modelos não lineares para a liberação de potássio de esterco animal em latossolos. *Ciência Rural*, 42:1789–1796.





### 3 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DOS DADOS

Os conjuntos de dados utilizados neste estudo são provenientes de dois experimentos em campo, um com maracujá-amarelo e o outro com maracujá-roxo. Ambos os experimentos foram coletados no ano de 2008 na Embrapa Mandioca e Fruticultura, Cruz das Almas - Bahia. O experimento com maracujá-amarelo foi realizado no delineamento em blocos casualizados, com 100 plantas, nas quais cada planta representa uma única família, foram conduzidos três ensaios de uniformidade e, cada um dos ensaios foi considerado como um bloco. Já o experimento com maracujá-roxo foi realizado no delineamento inteiramente casualizado, como um ensaio de uniformidade, com 77 plantas de 12 famílias diferentes. Utilizou-se a técnica de espaldeira vertical no espaçamento 2,0 x 5,0 m para o plantio tanto do maracujá-amarelo quanto do maracujá-roxo.

Nos dois experimentos foram avaliadas as principais características agrônômicas do maracujá: comprimento (CF, mm) e diâmetro do fruto (DF, mm), espessura da casca (EC, mm), rendimento do suco (RS, mL), sólidos solúveis (Brix, °Bx), ácido cítrico (Acidez, %), número de frutos (NF) e peso médio dos frutos (PM, g); tais variáveis são essenciais para análise da qualidade dos frutos. Na escolha de frutas para consumo *in natura*, escolhem-se as maiores, havendo a necessidade de se medir comprimento e diâmetro dos frutos, bem como que os frutos sejam menos ácidos e, conseqüentemente, mais doces. Para as indústrias de suco, é preferível produzir suco com altas quantidades de sólidos solúveis, fazendo com que seja necessário avaliar espessura da casca, rendimento do suco, assim como o teor de sólidos solúveis e ácido cítrico presentes na polpa (Nascimento et al., 1999). Como a acidez da fruta está relacionada à concentração de ácido cítrico, a escala Brix, que mede o teor de sólidos solúveis, é utilizado como um medidor de doçura da fruta. O sabor doce/ácido do produto pode ser alterado ajustando a relação °Brix/acidez (Faleiro e Junqueira, 2016).

A seguir, foi realizada a análise exploratória dos dados. Logo, para o maracujá-amarelo, têm-se que a maior média foi apresentada por rendimento do suco de 493,86 mL, em que o valor mínimo é de 280 mL e valor máximo de 695 mL, sendo a variável com maiores valores observados; vale ressaltar que o valor do erro padrão para a variável também foi o maior, o que significa que a média pode variar 9,5 para mais ou para menos. Em seguida, aparece a variável peso médio, variável que depende do número de frutos para determinar sua medida, com média de 149,39 g em que o valor mínimo encontrado é 106 g e valor máximo de 217,51 g (Tabela 2). Na literatura foram encontrados valores maiores que os encontrados neste trabalho, como Krause et al. (2012) que obtiveram valor médio de PM de 158,5 g, para Hurtado-Salazar et al. (2015) valor médio de PM de 157,43 g e para Pereira et al. (2018) de 270 g.

As médias do comprimento e diâmetro dos frutos foram relativamente próximas, com médias iguais a 82,99 mm (CF) e 76,82 mm (DF), em que o valor mínimo e máximo foi de 71,20 e 93,0 mm para CF, e valor mínimo de 68,20 e 88,0 mm para DF (Tabela 2). Já para Pereira et al. (2018) os valores médios de CF e DF foram de 102,5 mm e 84,44 mm, respectivamente, valores maiores que os encontrados neste trabalho; para Storck et al. (2014) o valor médio para CF foi de 84,64 mm e para DF de 74,46; valores bem próximos aos encontrados neste trabalho e para Krause et al. (2012) os valores médios obtidos para as variáveis CF e DF foram de 79,5 mm e 70,4 mm, valores menores que os obtidos neste trabalho. Para Hurtado-Salazar et al. (2015) o valor médio de CF foi de 83,34 mm e para DF de 71,49 mm, em que o valor obtido para CF foi maior e DF menor que os valores obtidos neste trabalho.

As demais variáveis NF, Acidez, Brix e EC apresentaram médias de 64,84 (mínimo 7,0 e máximo 152), de 30,23 % (mínimo 23,0 e máximo 36,6%), Brix de 14,20 °Bx (mínimo 12,3 e máximo 16,9 °Bx) e de 7,44 mm (mínimo 4,2 e máximo 10,5 mm), respectivamente (Tabela 2). Em Storck et al. (2014) foram obtidos os valores médios das variáveis EC, Brix e NF de 7,33 mm, Brix de 12,8 °Bx e 145,05 respectivamente, com exceção de NF os valores obtidos foram menores que os encontrados neste trabalho. Para Krause et al. (2012) os valores médios obtidos para EC e Brix foram de 7,2 mm e 14

°Bx, respectivamente; valores muito próximos aos obtidos nesta pesquisa. Já para Hurtado-Salazar et al. (2015) o valor médio para EC foi de 5,97 mm e para Brix de 14,03 °Bx, valores menores que os obtidos neste trabalho.

Ainda analisando o maracujá-amarelo, o maior valor de coeficiente de variação (CV%) foi para a variável NF (49,81%), que segundo Cargnelutti Filho et al. (2018) seria um valor com baixíssima precisão experimental, as variáveis EC (15,88%), RS (19,24%), Acidez (10,25%) e PM (14,26%) apresentaram um valor com baixa precisão e as variáveis CF (5,05%), DF (4,36%) e Brix (6,23%) alta precisão experimental; de modo geral, o experimento demonstrou boa precisão experimental (Tabela 2).

Com o desvio padrão é possível analisar a homogeneidade dos dados, sabendo que quanto maior o valor do desvio padrão menos homogênea é a amostra e quanto menor o valor mais homogênea será a amostra; o desvio padrão também permite observar o conjunto de dados com maior concentração de observações em torno da média. Sendo assim, para o maracujá-amarelo obteve-se o maior valor de desvio padrão para a variável RS (95,03), comparada as demais variáveis, o que sugere menor homogeneidade da amostra, com valores mais afastados da média (Tabela 2)

**Tabela 2.** Estatística descritiva para as variáveis em estudo nos ensaios de uniformidade com maracujá amarelo e roxo.

Maracujá-amarelo								
Estatística	CF	DF	EC	RS	Brix	Acidez	NF	PM
Descritiva	(mm)	(mm)	(mm)	(mL)	(°Bx)	(%)		g
Mínimo	71,20	68,20	4,20	280,00	12,30	23,00	7,00	106,00
Máximo	93,00	88,00	10,50	695,00	16,90	36,60	152,00	217,51
Média Aritmética	82,99	76,82	7,44	493,83	14,20	30,23	64,84	149,39
Desvio Padrão	4,19	3,35	1,18	95,03	0,89	3,10	32,29	21,31
Variância	17,57	11,22	1,39	9030,63	0,78	9,59	1042,90	454,02
Erro Padrão	0,42	0,33	0,12	9,50	0,09	0,31	3,23	2,13
CV%	5,05	4,36	15,88	19,24	6,23	10,25	49,81	14,26
Maracujá-roxo								
Mínimo	66,00	60,00	3,40	270,00	6,20	1,70	21,00	105,90
Máximo	91,00	79,00	9,30	720,00	17,40	4,30	186,00	180,50
Média Aritmética	78,02	69,66	6,05	477,08	13,51	3,06	82,27	132,69
Desvio Padrão	5,35	4,48	1,44	92,66	2,02	0,47	31,19	15,65
Variância	28,59	20,07	2,07	8585,97	4,08	0,22	973,02	245,08
Erro Padrão	0,61	0,51	0,16	10,56	0,23	0,05	3,55	1,78
CV%	6,85	6,43	23,78	19,42	14,96	15,22	37,91	11,80

CF: comprimento do fruto; DF: diâmetro do fruto; EC: espessura da casca; RS: rendimento do suco; Brix: sólidos solúveis (°Bx); Acidez: ácido cítrico (%); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos.

Para o maracujá-roxo, têm-se que a maior média foi apresentada por rendimento do suco de 477,08 mL, em que o valor mínimo é de 270 mL e valor máximo de 720 mL, sendo a variável com maiores valores observados; vale ressaltar que o valor do erro padrão para a variável também foi o maior, o que significa que a média pode variar 10,56 para mais ou para menos. Em seguida, aparece a variável peso médio, variável que depende do número de frutos para determinar sua medida, com média de 132,69 g em que o valor mínimo encontrado é 105,9 g e valor máximo de 180,5 g (Tabela 2). Castillo et al. (2020), em dois locais diferentes, obtiveram valor médio para a variável PM de 116,8 g para o primeiro local e 79,08 g para o segundo local. Já para Araujo et al. (2017) o valor médio de PM foi de 113,7 g.

As médias do comprimento e diâmetro dos frutos foram iguais a 78,02 mm (CF) e 69,66 mm (DF), em que o valor mínimo e máximo foi de 66 e 91 mm para CF, e valor mínimo de 60 e 79 mm para DF (Tabela 2). Castillo et al. (2020), em dois locais diferentes, encontraram valores menores que os obtidos neste trabalho; para o primeiro local, os valores médios para CF e DF foram de 60,6 mm e 59,3

mm, respectivamente e para o segundo local de 55,4 mm (CF) e 48,9 mm (DF). Em Thokchom e Mandal (2017) os autores obtiveram os valores médios de CF que variaram de 35 mm a 60 mm e para DF variou de 35 mm a 70 mm. Os autores Araujo et al. (2017) obtiveram valor médio para DF de 68,1 mm.

As demais variáveis NF, Brix, EC e Acidez, apresentaram médias de 82,27 (mínimo 21 e máximo 186), de 13,51 °Bx (mínimo 6,2 e máximo 17,4 °Bx), de 6,05 mm (mínimo 3,4 e máximo 9,3 mm) e de 3,06 % (mínimo 1,7 e máximo 4,3 %), respectivamente (Tabela 2). Temos que os autores Castillo et al. (2020), em dois locais diferentes, obtiveram valores médios menores que o encontrado neste trabalho, de 52,07 para o primeiro local e 63,08 para o segundo local. Já para Araujo et al. (2017) o valor médio obtido para a variável EC foi de 6,9 mm e para a variável Brix foi de 13,93 °Bx. Em Thokchom e Mandal (2017) os autores obtiveram valores para a variável Brix que variou de 14 a 18,4 °Bx e para Acidez que variou de 2,4 a 3%.

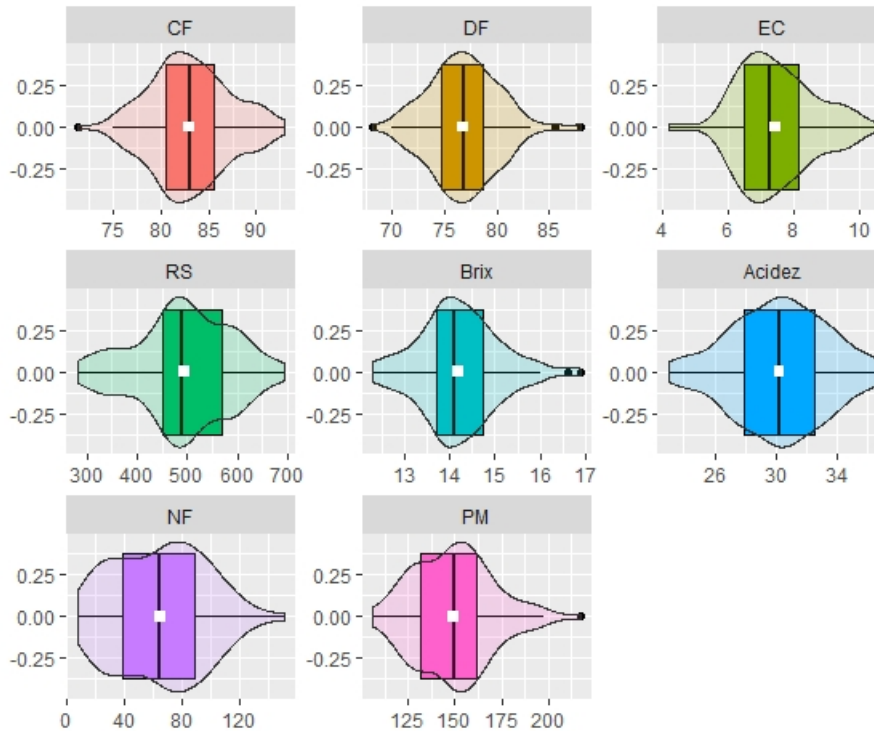
Ainda analisando o maracujá-roxo, o maior valor de coeficiente de variação (CV%) foi para a variável NF (37,91%), que segundo Cargnelutti Filho et al. (2018) seria um valor com baixíssima precisão experimental, a variável EC (23,78%) com baixa precisão, as variáveis RS (19,42%), Brix (14,96%), Acidez (15,22%) PM (11,80%) com boa precisão e as variáveis CF (6,85%) e DF (6,43%) com alta precisão experimental; de modo geral, o experimento demonstrou boa precisão experimental (Tabela 2).

Para o maracujá-roxo obteve-se o maior valor de desvio padrão para a variável RS (92,66), comparada as demais variáveis, o que sugere menor homogeneidade da amostra, com valores mais afastados da média (Tabela 2)

Analisando o gráfico de violino, para o maracujá-amarelo, verifica-se a existência de valores atípicos nas variáveis CF, DF, Brix e PM que causa uma ligeira distorção visual nas figuras; o que sugere que para tais variáveis a média está sendo influenciada. Sabe-se que o intervalo (IQR) não é afetado por dados atípicos, portanto pode ser utilizado para analisar a dispersão do conjunto de dados. Sendo assim, temos que o intervalo interquartil (Quartil 3 - Quartil 1) que contém 50% dos dados, para CF foi de 4,85 (85,35 - 80,5), para DF de 3,95 (78,70 - 74,75), para Brix 1,03 (14,73 - 13,7) e para PM foi de 30,26 (162,08 - 131,82); logo, a variável PM foi a que apresentou maior variabilidade comparada as variáveis CF, DF e Brix (Figura 11).

Visualmente, nota-se que as variáveis EC, RS, Brix e PM apresentaram comportamento assimétrico. Observando as curvas de densidade, têm-se que para a variável CF os dados estão mais concentrados no intervalo entre 80 e 85 mm, para DF no intervalo entre 75 e 80 mm, para a variável EC no intervalo entre 6 e 7 mm, para RS entre 450 e 550 ml, para Brix no intervalo entre 13,5 e 14,5, para Acidez no intervalo entre 29 e 32%, para NF no intervalo entre 60 e 100 e para a variável PM, têm-se que a maior concentrações de dados está no intervalo entre 140 e 160 g (Figura 11).

**Figura 11.** Gráfico de violino para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo.

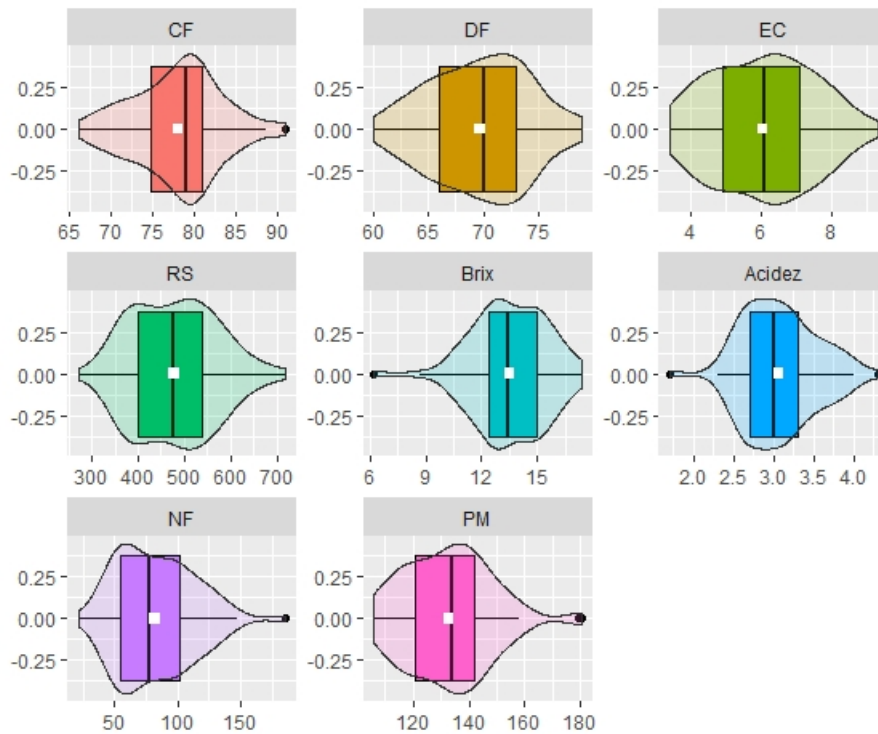


CF: comprimento do fruto; DF: diâmetro do fruto; EC: espessura da casca; RS: rendimento do suco; NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos.

Analisando o gráfico de violino, para o maracujá-roxo, verifica-se a existência de valores atípicos nas variáveis CF, Brix, Acidez, NF e PM que causa uma ligeira distorção visual nas figuras; o que sugere que para tais variáveis a média está sendo influenciada. Nesse caso, pode-se analisar a dispersão com o intervalo interquartil (IQR), uma vez que o IQ não é afetado por dados atípicos. Logo, temos que o intervalo interquartil (Quartil 3 - Quartil 1), para CF foi de 6,30 (81,00 - 74,7), para Brix de 2,60 (15,0 - 12,4), para Acidez 0,60 (3,30 - 2,70), para NF 47,0 (102,0 - 55,0) e para PM foi de 21,30 (142,10 - 120,8); logo, a variável NF foi a que apresentou maior variabilidade comparada as variáveis CF, Brix, Acidez e PM (Figura 12).

Observa-se que as variáveis, com exceção de EC e RS, apresentaram comportamento assimétrico. Observando as curvas de densidade, têm-se que para a variável CF os dados estão mais concentrados no intervalo entre 77,5 e 81 mm, para DF no intervalo entre 71 e 75 mm, para a variável EC no intervalo entre 6 e 7 mm, para RS entre 350 e 500 ml, para Brix no intervalo entre 12 e 15, para Acidez no intervalo entre 2,5 e 3%, para NF no intervalo entre 50 e 75 e para a variável PM, têm-se que a maior concentrações de dados está no intervalo entre 130 e 140 g (Figura 12).

**Figura 12.** Boxplot para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo.

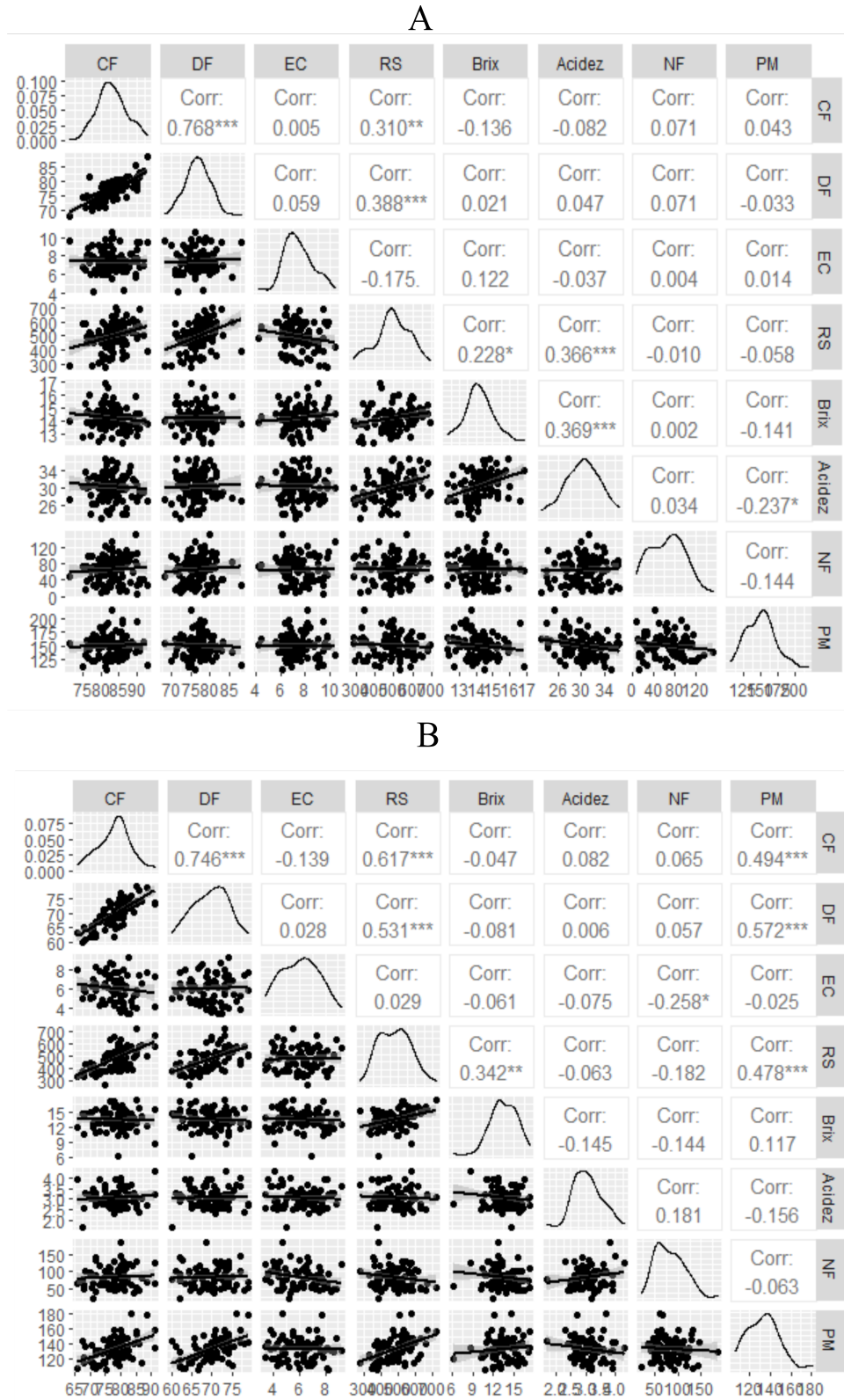


CF: comprimento do fruto; DF: diâmetro do fruto; EC: espessura da casca; RS: rendimento do suco; NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos.

Pode-se destacar os valores de correlação, para o maracujá-amarelo, entre CF e DF como correlação forte e positiva (0,768), em que percebe-se comportamento linear crescente pelo gráfico de dispersão; para as demais variáveis, salienta-se as correlações entre RS com DF (0,388), RS com Acidez (0,366) e Acidez com Brix (0,369) correlação fraca e positiva. Já para o maracujá-roxo, destaca-se a correlação entre CF e DF (0,746) como correlação forte e positiva, que nota-se comportamento linear crescente; para as demais variáveis, pode-se destacar as com correlação moderada e positiva entre CF e RS (0,617), DF e PM (0,572) e DF e RS (0,531) (Figura 13).

Observando os gráficos de densidade, têm-se a clara superioridade do maracujá-amarelo comparado ao maracujá-roxo, onde o amarelo apresenta frutos maiores (CF, DF e EC), possui valores de rendimento de suco maiores, o que é esperado uma vez que possui os maiores frutos, possui maior teor de sólidos solúveis (Brix) e maiores valores de acidez nos frutos; no entanto, o maracujá-amarelo tem menores quantidades de frutos por plantas, o que não é um valor tão diferente do maracujá-roxo, mas que influencia no peso médio dos frutos, uma vez que PM depende de NF, onde o maracujá-roxo também apresenta maiores valores. Ressalta-se que foram encontrados valores de correlação fraca e positiva, no entanto significativas, como por exemplo entre Brix e RS (Figura 13 A e B); embora significativa, do ponto de vista prático têm-se que a significância é resultante do tamanho amostral, uma vez que, com tamanho amostral grande é possível encontrar significância na correlação mesmo que a correlação seja fraca (Figura 13).

**Figura 13.** Valores das correlações, gráfico de densidade e gráficos de dispersão para o maracujá amarelo (A) e maracujá roxo (B), para todas as variáveis em estudo



CF: comprimento do fruto; DF: diâmetro do fruto; EC: espessura da casca; RS: rendimento do suco; NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos.

A principal característica avaliada para o comércio *in natura* é a qualidade dos frutos, que envolve a aparência externa dos frutos, onde a perda de massa e posterior murchamento, que confere ao

fruto um aspecto enrugado, é uma das preocupações destacadas pela cadeia produtiva para sua comercialização (Rinaldi et al., 2017); características avaliadas pelo comprimento, diâmetro e peso do fruto e também da espessura da casca, o que torna de grande importância a avaliação destas variáveis para o comércio nacional e internacional, tanto do maracujá-amarelo quanto do roxo; uma vez que, um fruto que apresente essas qualidades, leva a um maior interesse do consumidor.

Para a comercialização do fruto também leva-se em consideração o peso do fruto fresco, portanto torna-se essencial o conhecimento do mesmo (Rotili et al., 2013). Vale ressaltar, que frutos mais pesados também são os de maior tamanho, o que os torna de maior interesse para o consumidor da fruta *in natura* (Santos et al., 2015); onde, neste trabalho, encontrou-se a correlação entre comprimento e diâmetro do fruto e espessura da casca com rendimento do suco como apresentado anteriormente (Figura 13).

## Referências

- Araujo, L. d. S., Costa, E. M. R., Soares, T. L., Santos, I. S. d., e Jesus, O. N. d. (2017). Effect of time and storage conditions on the physical and physico-chemical characteristics of the pulp of yellow and purple passion fruit. *Food Science and Technology*, 37:500–506.
- Cargnelutti Filho, A., Araujo, M. M., Gasparin, E., e Foltz, D. R. B. (2018). Dimensionamento amostral para avaliação de altura e diâmetro de plantas de timbaúva. *Floresta e Ambiente*, 25(1).
- Castillo, N. R., Ambachew, D., Melgarejo, L. M., e Blair, M. W. (2020). Morphological and agronomic variability among cultivars, landraces, and genebank accessions of purple passion fruit, *passiflora edulis* f. *edulis*. *HortScience*, 55(6):768–777.
- Faleiro, F. G. e Junqueira, N. T. V. (2016). Maracujá: 500 perguntas e 500 respostas. *Brasília, DF: Embrapa Informação Tecnológica*.
- Hurtado-Salazar, A., Silva, D. F. P. d., Sedyama, C. S., e Bruckner, C. H. (2015). Caracterização física e química de frutos de maracujazeiro-amarelo enxertado em espécies silvestres do gênero *passiflora* cultivado em ambiente protegido. *Revista Brasileira de Fruticultura*, 37:635–643.
- Krause, W., Neves, L. G., Viana, A. P., Araújo, C. A. T., e Faleiro, F. G. (2012). Produtividade e qualidade de frutos de cultivares de maracujazeiro-amarelo com ou sem polinização artificial. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, 47:1737–1742.
- Nascimento, T. B. d., Ramos, J. D., e Menezes, J. B. (1999). Características físicas do maracujá-amarelo produzido em diferentes épocas. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, 34:2353–2358.
- Pereira, L. D., do Valle, K. D., de Souza, L. K. F., Paiva, E. F., de Castro Bolina, C., dos Reis, E. F., Salazar, A. H., e da Silva, D. F. P. (2018). Caracterização de frutos de diferentes espécies de maracujazeiro. *Revista Brasileira de Agropecuária Sustentável*, 8(2).
- Rinaldi, M. M., Costa, A. M., Faleiro, F. G., e Junqueira, N. T. V. (2017). Conservação pós-colheita de frutos de *passiflora setacea* dc. submetidos a diferentes sanitizantes e temperaturas de armazenamento. *Brazilian Journal of Food Technology*, 20.
- Rotili, M. C. C., Vorpapel, J. A., Braga, G. C., Kuhn, O. J., e Salibe, A. B. (2013). Atividade antioxidante, composição química e conservação do maracujá-amarelo embalado com filme pvc. *Revista Brasileira de Fruticultura*, 35:942–952.
- Santos, J. A. d., Nasser, F. A. d. C. M., e Nasser, M. D. (2015). Qualidade dos frutos de goiabeiras submetidas à poda e aplicação de nitrato de potássio. *Revista Cultura Agrônômica*, 24(4):271–280.



Storck, L., Lúcio, A. D., Krause, W., Araújo, D. V. d., e Silva, C. A. (2014). Scaling the number of plants per plot and number of plots per genotype of yellow passion fruit plants. *Acta Scientiarum. Agronomy*, 36(1):73–78.

Thokchom, R. e Mandal, G. (2017). Production preference and importance of passion fruit (*passiflora edulis*): A review. *J. Agric. Eng. Food Technol*, 4:27–30.

## 4 ESTIMAÇÃO DO TAMANHO ÓTIMO DE PARCELA EM EXPERIMENTOS COM ESPÉCIES DO GÊNERO *PASSIFLORA*

### Resumo

Os frutos do maracujá-amarelo e maracujá-roxo são utilizados na produção de sucos integrais, geléias, remédios, entre outros, no mercado nacional e internacional. No entanto, a produção desta planta, exige muita mão de obra e é considerada uma atividade agropecuária de grande área de cultivo. Com a crescente procura pelo maracujazeiro, há uma maior necessidade de pesquisas sobre seu cultivo para reduzir os custos de produção e melhorar a qualidade do serviço. A determinação adequada do tamanho de parcelas tem sido uma limitação fundamental no estudo de várias culturas, pois é difícil obter dados de plantas por parcela, que sejam constantes, na maioria dos experimentos realizados, impossibilitando a utilização de metodologias habituais de análise de dados. Como resultado, os testes podem ser realizados com menos mão de obra e despesas de implementação, tornando a otimização do tamanho da parcela uma etapa de interesse. Com isso, tem-se que o objetivo do trabalho foi determinar o tamanho ideal de parcelas experimentais para experimentos com maracujá-amarelo e maracujá-roxo em campo utilizando oito métodos. As variáveis analisadas foram comprimento do fruto, diâmetro do fruto, espessura da casca, rendimento do suco, sólidos solúveis, ácido cítrico, número de frutos e peso médio dos frutos. Foram utilizadas 100 repetições para o maracujá-amarelo e 77 repetições para o maracujá-roxo, e sugere-se o tamanho ótimo de parcelas de quatro plantas por parcela para as variáveis relacionadas ao fruto, como comprimento e diâmetro do fruto, e espessura da casca, de cinco plantas por parcela para as variáveis relacionadas à polpa, como rendimento do suco, sólidos solúveis e ácido cítrico, e para as variáveis de produção, como número de frutos e peso médio dos frutos recomenda-se o tamanho ótimo de parcelas de nove plantas por parcela, para o maracujá-amarelo. Já para o maracujá-roxo, sugere-se utilizar o tamanho ótimo de parcelas de cinco plantas por parcela para as variáveis relacionadas ao fruto e para as variáveis relacionadas à polpa, e sete plantas por parcela para as variáveis de produção.

**Palavras-chave:** *Passiflora edulis* Sims; *Passiflora edulis* Sims f. *edulis*; planejamento experimental

### Abstract

The fruits of the yellow passion fruit and purple passion fruit are used in the production of whole juices, jellies, and medicines, among others, in the national and international markets. However, the cultivation of this plant requires a lot of labor and is considered an agricultural activity with a large area of cultivation. With the growing demand for passion fruit, there is a greater need for research on its cultivation to reduce production costs and improve the quality of service. Adequate determination of the size and number of plots has been a fundamental limitation in the study of several crops since it is difficult to obtain data on plants per plot, which are constant, in most of the experiments carried out, making it impossible to use the usual data analysis methodologies. As a result, tests can be performed with less labor and implementation expense, making plot size optimization a step of interest. Thus, this work aimed to determine the ideal size of experimental plots for experiments with yellow passion fruit and purple passion fruit in the field using eight methods. The analyzed variables were fruit length, fruit diameter, peel thickness, juice yield, soluble solids, citric acid, number of fruits, and average fruit weight. A hundred repetitions were used for the yellow passion fruit, and 77 repetitions for the purple passion fruit, and the optimal size of plots of four plants per plot is suggested for variables related to the fruit, such as length and diameter of the fruit, and thickness of the skin. , of five plants per plot for variables related to the pulp, such as juice yield, soluble solids, and citric acid, and for production variables, such as the number of fruits and average fruit weight, the optimal plot size of nine is recommended plants per plot, for yellow passion fruit. As for the purple passion fruit, it is suggested to use the optimal plot size

of five plants per plot for the variables related to the fruit and for the variables related to the pulp, and seven plants per plot for the production variables.

**Keywords:** *Passiflora edulis* Sims; *Passiflora edulis* Sims f. *edulis*; Experimental planning

#### 4.1 Introdução

Com origem na América Tropical, as diversas espécies de maracujá são encontradas em larga escala no Brasil, Peru e Colômbia, e em pequena escala em países como Estados Unidos, Argentina, Ásia e Austrália (Faleiro et al., 2017a), que também possuem algumas espécies nativas. Foram catalogadas aproximadamente 525 espécies do gênero *Passiflora*, em que 145 espécies são encontradas no Brasil (Faleiro et al., 2019).

Os frutos do maracujá-amarelo e maracujá-roxo são utilizados na produção de sucos integrais, geléias, remédios, entre outros, no mercado nacional e internacional. No entanto, a produção desta planta, exige muita mão de obra e é considerada uma atividade agropecuária de grande área de cultivo. Com a crescente procura pelo maracujazeiro, há uma maior necessidade de pesquisas sobre seu cultivo para reduzir os custos de produção e melhorar a qualidade do serviço. Os procedimentos de ensaios de campo são instrumentos cruciais para garantir a confiabilidade dos resultados; assim sendo, experimentos que são adequadamente planejados, implementados e avaliados geram resultados de pesquisa confiáveis (Storck et al., 2014).

No Brasil, a área de plantio destinada ao maracujá é de aproximadamente 32 mil hectares. Entre as grandes regiões, a região Nordeste se destaca como maior produtor de maracujá, com uma produção de cerca de 476 mil toneladas, em seguida a região Sudeste com cerca de 81 mil toneladas, Sul com 73 mil toneladas, Norte com 39 mil toneladas e por fim, a região Centro-Oeste com cerca de 15 mil toneladas. Os Estados mais participativos nas áreas de plantio são Bahia (16.414 ha), Ceará (7.374 ha) e Pernambuco (2.490 ha). (SIDRA - IBGE, 2022). Os maiores importadores de suco integral de maracujá são Holanda, Estados Unidos e Reino Unido; e da fruta *in natura* destacam-se, França, Itália e Guiana (Comex Stat, 2022).

A determinação adequada do tamanho e número de parcelas tem sido uma limitação fundamental no estudo de várias culturas, pois é difícil obter dados de plantas por parcela, que sejam constantes, na maioria dos experimentos realizados, impossibilitando a utilização de metodologias habituais de análise de dados (Ramalho et al., 2012a). Como resultado, os testes podem ser realizados com menos mão de obra e despesas de implementação, tornando a otimização do tamanho da parcela uma etapa de interesse.

Com isso, tem-se que o objetivo do trabalho foi determinar o tamanho ideal de parcelas experimentais para experimentos com maracujá-amarelo e maracujá-roxo em campo utilizando os métodos de máxima curvatura, máxima curvatura modificado, curvatura máxima da função  $CV_X$  modificado, curvatura máxima da função  $VU_X$  modificado, método do modelo linear segmentado com platô, método do modelo quadrático segmentado com platô, método da comparação das variâncias e método de Hatheway.

#### 4.2 Material e métodos

Os dados utilizados neste trabalho são provenientes de dois experimentos realizados com as espécies *Passiflora edulis* Sims (maracujá-amarelo) e *Passiflora edulis* Sims f. *edulis* (maracujá-roxo), coletados em 2008, na Embrapa Mandioca e Fruticultura, localizada em Cruz das Almas, Bahia. No primeiro experimento o delineamento foi em blocos ao acaso, onde foram conduzidos três ensaios em branco (ou de uniformidade) com maracujá-amarelo, em que cada ensaio foi considerado como um bloco. Uma vez que essa espécie apresenta alogamia, mecanismo que conduz a autoincompatibilidade, foram escolhidas para os ensaios de uniformidades 100 plantas oriundas de famílias distintas, sendo cada planta

pertencente a uma única família. No segundo, em delineamento inteiramente ao acaso, o experimento foi conduzido como um ensaio de uniformidade com maracujá-roxo, em que foram escolhidas 77 plantas oriundas de 12 famílias distintas. Em ambos os experimentos as mudas foram plantadas em espaldeira vertical no espaçamento 2,0 x 5,0 m.

Nos dois experimentos, as variáveis analisadas foram as principais características agrônômicas da cultura, como: comprimento do fruto (CF, mm), diâmetro do fruto (DF, mm), espessura da casca (EC, mm), rendimento do suco (RS, mL), sólidos solúveis (Brix, °Bx), ácido cítrico (Acidez, % ácido cítrico), número de frutos (NF) e peso médio dos frutos (PM, g).

No experimento com maracujá-amarelo obteve-se 100 repetições, em que cada planta foi considerada como uma unidade básica (ub) e para a simulação de tamanhos de parcela foram distribuídas em 10 linhas por 10 colunas. Já para o experimento com maracujá-roxo, obteve-se 77 repetições, em que cada planta foi considerada uma unidade básica (ub) e para a simulação de tamanhos de parcela foram distribuídas em 11 linhas por 7 colunas. Os tamanhos de parcela foram simulados ao agrupar  $X_1$  unidades básicas na linha e  $X_2$  unidades básicas na coluna, de modo que  $X_1 X_2 = x$ , representasse  $x$  tamanhos de parcela, em unidades básicas. Desse modo, foram simulados 17 tamanhos de parcela (X) com 31 formas de parcela (FP) distintas, para o maracujá-amarelo, onde o número de parcelas (NP) variou de 100 a 2 e o tamanho de parcela (TP) de 1 a 50 unidades básicas por parcela (Tabela 3).

**Tabela 3.** Número de parcelas (NP), tamanho da parcela (TP) e forma da parcela (FP) para as unidades básicas de um experimento em campo com maracujá-amarelo e roxo.

FP	Amarelo		Roxo		FP	Amarelo		Roxo	
	NP	TP	NP	TP		NP	TP	NP	TP
1x1	100	1	77	1	5x2	10	10	5	10
2x1	50	2	30	2	3x4	6	12	4	12
1x2	50	2	30	2	4x3	6	12	3	12
3x1	30	3	20	3	3x5	6	15	4	15
1x3	30	3	21	3	5x3	6	15	3	15
2+1	25	3	15	3	4x4	4	16	2	16
1+2	25	3	15	3	3x6	3	18	2	18
2x2	25	4	15	4	6x3	3	18	3	18
2x2+1	15	5	9	5	4x5	4	20	2	20
2x3	15	6	9	6	5x4	4	20	2	20
3x2	15	6	10	6	5x5	4	25	2	25
2x3+1	10	7	6	7	5x6	2	30	-	-
3x2+1	9	7	6	7	6x5	2	30	2	30
2x4	10	8	6	8	5x10	2	50	-	-
4x2	10	8	5	8	10x5	2	50	-	-
2x5	10	10	6	10					

Fonte: Elaborado pelo autor. 1x1, lê-se: um valor da linha por um valor da coluna, 2x1, lê-se: dois valores da linha somados em cada coluna; 2+1, lê-se: soma-se dois valores da linha somando mais um valor da coluna; 2x2+1, lê-se: soma de dois valores da linha, dois valores da coluna adicionando mais uma unidade. '-': Não utilizou a forma de parcela

Já para o maracujá-roxo foram simulados 16 tamanhos de parcela (X) com 28 formas de parcela distintas, onde o número de parcelas variou de 77 a 2 e o tamanho de parcelas de 1 a 30 unidades básicas por parcela (Tabela 3).

Com base nos diferentes tamanhos de parcela e forma, de mesmo tamanho, calculou-se as médias dos coeficientes de variação para cada variável em estudo.

#### 4.2.1 Métodos para estimar o tamanho ótimo de parcela

##### 4.2.1.1 Método da máxima curvatura (MC)

Para o método da máxima curvatura, método de inspeção visual, se faz necessário o cálculo do coeficiente de variação (CV) para cada variável em estudo, ou seja, comprimento dos frutos (CF), diâmetro dos frutos (DF), espessura da casca (EC), rendimento do suco (RS), sólidos solúveis (Brix), ácido cítrico (Acidez), número de frutos (NF) e peso médio dos frutos (PM) para os tamanhos de parcela já determinados nas simulações em cada ensaio em branco.

Os gráficos foram realizados considerando os valores de coeficiente de variação (CV) calculados com seus respectivos tamanhos de parcela, assim obteve-se a curva que demonstra o relacionamento entre essas medidas para cada variável nas duas espécies.

Os gráficos foram gerados com auxílio do *software* R (R Core Team, 2020) e a análise do tamanho ótimo de parcelas foi realizado conforme Federer (1963) e Le Clerg (1966) que consideram que o tamanho ótimo é determinado onde há uma maior taxa de variação no valor de CV causada pelo aumento do tamanho de parcela.

##### 4.2.1.2 Método da máxima curvatura modificado (MCM)

O método da máxima curvatura modificado foi proposto por Meier e Lessman (1971) e o modelo exponencial, que será utilizado para estimar o tamanho ótimo de parcela considerando-se a relação entre o coeficiente de variação (CV) e o tamanho da parcela com  $X$  unidades básicas, é dado por

$$CV = a/X^b, \quad (72)$$

em que  $a$  e  $b$  são os parâmetros a serem estimados. A partir da função de curvatura dada por esse modelo, determinou-se o valor da abscissa no qual ocorre o ponto de máxima curvatura, da seguinte forma:

$$X_c = \left[ \frac{a^2 b^2 (2b + 1)}{b + 2} \right]^{\frac{1}{2b+2}}, \quad (73)$$

em que  $X_c$  é o valor da abscissa no ponto de máxima curvatura, o qual corresponde à estimativa do tamanho ótimo da parcela experimental (Meier e Lessman, 1971). Os coeficientes de determinação também foram calculados a fim de verificar a qualidade do ajuste do modelo para as diferentes configurações de parcelas.

##### 4.2.1.3 Método da curvatura máxima da função $CV_X$ (MCCV) modificado e método da curvatura máxima da função $V_X$ (MCMVAR) modificado

Para o método da curvatura máxima da função  $CV_X$  modificado, inicialmente, estimou-se os parâmetros da função  $CV_X = V_1/M_1\sqrt{x^b}$ , onde  $M_1$  é a média das parcelas compostas por uma unidade básica e  $V_1$  é a variância das parcelas compostas por uma unidade básica. O tamanho ótimo de parcela é dado por:

$$X_c = \left[ \frac{b^2(b+1)V_1^2}{(2b+8)M_1^2} \right]^{\frac{1}{b+2}} \quad (74)$$

No método da curvatura máxima da função  $V_X$  modificado, estimou-se os parâmetros da função  $V_X = V_1/X^b$ , onde ( $b$ ) é o índice de regressão apresentado Smith (1938). O tamanho ótimo de parcela é dado por:

$$X_c = \left[ \frac{b^2 V_1^2 (2b + 1)}{(b + 2)} \right]^{\frac{1}{2b+2}} \quad (75)$$

#### 4.2.1.4 Método do modelo linear segmentado com platô (MLP)

O modelo linear segmentado com platô, dispõe de dois segmentos. O primeiro se refere a uma reta decrescente até um ponto  $P$ , e após a determinação deste ponto, o valor torna-se constante, que é o segundo segmento, referente ao platô de resposta (Paranaíba et al., 2009).

Para tanto, utilizou-se o seguinte modelo de regressão:

$$CV_{(X)} = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 X + \varepsilon_i & , \text{ se } X \leq X_c \\ P + \varepsilon_i & , \text{ se } X > X_c \end{cases} \quad (76)$$

em que  $CV_{(X)}$  é o coeficiente de variação da parcela de tamanho  $X$ ,  $X$  é o número de unidades básicas agrupadas,  $\beta_0$  representa o intercepto e  $\beta_1$  o coeficiente angular, do segmento linear,  $X_c$  é o tamanho ótimo de parcelas para o qual o modelo linear se transforma em um platô, em relação a abscissa;  $P$  é o coeficiente de variação no ponto correspondente ao platô e  $\varepsilon_i$  é o erro associado a  $i$ -ésima observação, com suposta distribuição normal e independentes com média 0 e variância  $\sigma_\varepsilon^2$  constante. O tamanho ótimo de parcelas foi estimado por:

$$X_c = \frac{(\hat{P} - \hat{\beta}_0)}{\hat{\beta}_1}$$

em que  $\hat{\beta}_0$ ,  $\hat{\beta}_1$  e  $\hat{P}$  são os valores estimados dos parâmetros do modelo linear com resposta platô (Peixoto et al., 2011).

#### 4.2.1.5 Método do modelo quadrático segmentado com platô (MQP)

O modelo quadrático segmentado com platô ocorre de modo análogo ao modelo linear, que possui dois segmentos, o primeiro é uma curva decrescente, explicada por uma equação de segundo grau, até uma constante  $P$  e o segundo segmento se refere ao platô de resposta.

Logo, utilizou-se o seguinte modelo de regressão:

$$CV_X = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 X^2 + \varepsilon_i & , \text{ se } X \leq X_c \\ P + \varepsilon_i & , \text{ se } X > X_c \end{cases} \quad (77)$$

em que  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  e  $\beta_2$  são os parâmetros a serem estimados.  $X_c$  é o tamanho ótimo de parcelas, a ser estimado.

O tamanho ótimo de parcelas pode ser calculado da seguinte forma:

$$X_c = -\frac{\beta_1}{2\beta_2}$$

O valor correspondente ao platô, é dado por:

$$P = \beta_0 - \frac{\beta_1^2}{4\beta_2}$$

Assim sendo, considera-se que tais parâmetros ( $X_c$  e  $P$ ) são obtidos por meio dos parâmetros  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  e  $\beta_2$  (Peixoto et al., 2011).

#### 4.2.1.6 Método da comparação das variâncias (MCV)

Para o uso do método da comparação das variâncias, se faz necessário o emprego de uma classificação criteriosa para analisar um conjunto de dados com a intenção de estimar os tamanhos de parcela. Efetuando uma simulação de experimento em parcelas subdivididas proposta por Vallejo e

Mendoza (1992), realizando a análise estatística a partir de uma classificação hierárquica (Hatheway e Williams, 1958), da seguinte forma:

$$\begin{aligned}\hat{V}'_1 &= \hat{V}_1 \\ \hat{V}'_2 &= \frac{[f(e-1)\hat{V}_2 + (f-1)\hat{V}_1]}{[f(e-1) + (f-1)]} \\ \hat{V}'_3 &= \frac{[fe(d-1)\hat{V}_3 + f(e-1)\hat{V}_2 + (f-1)\hat{V}_1]}{[fe(d-1) + f(e-1) + (f-1)]} \\ \hat{V}'_4 &= \frac{[fed(c-1)\hat{V}_4 + fe(d-1)\hat{V}_3 + f(e-1)\hat{V}_2 + (f-1)\hat{V}_1]}{[fed(c-1) + fe(d-1) + f(e-1) + (f-1)]} \\ \hat{V}'_5 &= \frac{[fedc(b-1)\hat{V}_5 + fed(c-1)\hat{V}_4 + fe(d-1)\hat{V}_3 + f(e-1)\hat{V}_2 + (f-1)\hat{V}_1]}{[fedc(b-1) + fed(c-1) + fe(d-1) + f(e-1) + (f-1)]} \\ \hat{V}'_6 &= \frac{[fedcb(a-1)\hat{V}_6 + fedc(b-1)\hat{V}_5 + fed(c-1)\hat{V}_4 + fe(d-1)\hat{V}_3 + f(e-1)\hat{V}_2 + (f-1)\hat{V}_1]}{[fedcb(a-1) + fedc(b-1) + fed(c-1) + fe(d-1) + f(e-1) + (f-1)]}\end{aligned}$$

em que:  $i = 1, \dots, 6$  considerando seis tamanhos de parcela obtidos por meio da classificação hierárquica;  $\hat{V}_1$  é a variância original com  $X$  unidades básicas;  $\hat{V}'_1$  variância reduzida;  $f$  número de repetições;  $e$  o número de blocos em cada repetição;  $d$  o número de parcelas em cada bloco;  $c$  o número de subparcelas em cada parcela;  $b$  o número de subsubparcelas em cada subparcela;  $a$  é o número de subsubsubparcelas em cada subsubsubparcela.

Em seguida, as variâncias para cada tamanho de parcela foram corrigidas e reduzidas em relação à menor unidade de classificação. Obtém-se as estimativas das variâncias reduzidas ( $\hat{V}_{x_i}$ ) com relação a uma unidade básica ao se dividir as variâncias corrigidas ( $\hat{V}'_i$ ), nos tamanhos de parcela distintos, pelos seus respectivos números de unidades básicas, da seguinte maneira:

$$\hat{V}_{x_i} = \frac{S'^2_{x_i}}{x_i}$$

em que:  $\hat{V}_{x_i}$  é a estimativa da variância por unidades básicas de diferentes tamanhos de parcela;  $S'^2_{x_i}$  é a variância reduzida dos diferentes tamanhos de parcela em relação a uma subparcela em ordem hierárquica;  $x_i$  é o tamanho de parcela

Logo teremos, por exemplo,

$$\hat{V}_{x_i=100} = \frac{\hat{V}'_1}{100}, \hat{V}_{x_i=50} = \frac{\hat{V}'_2}{50}, \dots, \hat{V}_{x_i=2} = \frac{\hat{V}'_6}{2}$$

Após, a fim de constatar se há homogeneidade das variâncias (Steel et al., 1997), realizaram-se sucessivos testes de Bartlett a 5% de probabilidade. A cada teste executado, as menores parcelas, consideradas heterogêneas (menor número de unidades básicas), significativamente diferentes foram excluídas e, assim que um conjunto de parcelas com tamanhos diferentes e variâncias similares estatisticamente foram encontrados, o tamanho ótimo de parcelas da unidade experimental foi aquele que apresentou o menor tamanho de parcela deste mesmo grupo (o menor número de unidades básicas). Caso as variâncias apresentassem diferenças estatisticamente, o teste qui-quadrado foi realizado para que se obtivessem as variâncias similares e não similares entre si.

A estatística do teste de Bartlett é dada por:

$$\chi^2_{calculado} = \frac{M}{C} = \frac{2,3026[(\sum_{i=1}^k f_i)(\log \frac{\sum_{i=1}^k (f_i)(S_i^2)}{\sum_{i=1}^k f_i}) - \sum_{i=1}^k (f_i)(\log S_i^2)]}{1 + \frac{1}{3(k-1)}(\sum_{i=1}^k \frac{1}{f_i} - \frac{1}{\sum_{i=1}^k f_i})}$$

em que:  $\chi^2$  é o teste de qui-quadrado com  $(k-1)$  graus de liberdade;  $f_i$  é o número de graus de liberdade de cada estimativa de variância reduzida  $\hat{V}_{x_i} = S_i^2$  e  $k$  é o número de estimativas. Para testar a homogeneidade das variâncias, as hipóteses são:

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_k^2.$$

e

$H_1$  : pelo menos uma das variâncias diferem entre si.

Uma vez que  $\chi_{calculado}^2 \geq \chi_{(\alpha, k-1)}^2$  rejeita-se  $H_0$ , caso contrário, não se rejeita  $H_0$

#### 4.2.1.7 Método de Hatheway (MH)

Hatheway (1961) desenvolveu um método que permite determinar o tamanho conveniente de parcela; denomina-se conveniente, uma vez que, são calculadas várias possibilidades de tamanho de parcela, ficando a critério do pesquisador o melhor tamanho de parcela conveniente a sua pesquisa. O método consiste em unir duas equações, de Cochran e Cox (1957) e de Smith (1938), para encontrar o tamanho conveniente de parcela experimental, calculada da seguinte forma (Hatheway, 1961):

$$x^b = \frac{2(CV^2)(t_1 + t_2)^2}{rd^2} \quad (78)$$

em que:  $x$  é o tamanho conveniente da parcela;  $b$  é o coeficiente de heterogeneidade do material experimental (que mede o grau de associação entre as unidades básicas adjacentes);  $CV$  o coeficiente de variação das parcelas de uma unidade básica;  $t_{1,\nu}$  é o quantil da distribuição t-Student com  $\nu$  graus de liberdade e nível de significância  $\alpha = 0,05$  (teste bilateral a 5%);  $t_{2,\nu}$  é o quantil da distribuição t-Student com  $\nu$  graus de liberdade e nível de significância dado por  $\alpha = 2(1 - P)$  (teste bilateral), sendo o valor de  $P$  corresponde à probabilidade de se obter diferenças significativas, ou seja, poder do teste ( $P = 0,80$ , neste estudo);  $r$  o número de repetições e  $d$  a diferença entre dois tratamentos que se deseja encontrar, em porcentagem da média.

Os graus de liberdade ( $\nu$ ) foram obtidos pelas expressões  $\nu = (i) (r-1)$  para o delineamento inteiramente ao acaso (DIC) e  $\nu = (i-1) (r-1)$  para o delineamento em blocos ao acaso (DBC), em que o  $i$  é o número de tratamentos e  $r$  o número de repetições. Logo, calculou-se o tamanho conveniente de parcelas por meio das combinações de  $i$  tratamentos ( $i = 3, 6, 9$ , a escolha do número de tratamentos foi baseada no número de tratamentos utilizados em experimentos, com maracujá, encontrados na literatura, como Bermeo Escobar (2021), Ramaiya et al. (2020) e Silva e Souza (2020b)),  $r$  repetições ( $r = 3, 4, 5, 6, 7$ , a escolha do número de repetições foi baseada no número de repetições utilizados em experimentos, com maracujá, encontrados na literatura, como Bermeo Escobar (2021), Jesus et al. (2018) e Silva e Souza (2020b)) e  $d$  [ $d = 10\%, 11\%, 12\%, 13\%, 14\%, 15\%$ ], o valor de  $d$  variou conforme Cargnelutti Filho et al. (2020) em que 10% representa alta precisão experimental, entre 10% e 20% média precisão, entre 20% e 30% baixa precisão e maior que 30% representa baixíssima precisão experimental, portanto optou-se por utilizar valores de  $d$  que estivessem na faixa de alta e média precisão.

O  $b$  foi estimado linearizando a equação de Smith (1938)  $VU_{(x)} = V_1/X^b$ , ou seja,  $\log(VU_{(x)}) = \log(V_1) - b \log(X)$  e com valores de  $b$  maiores que 1 se fez a ponderação por graus de liberdade (Federer, 1963) da seguinte maneira:

$$\hat{b} = \frac{\sum(W_i Q_i P_i) - \sum(W_i Q_i) \frac{\sum(W_i P_i)}{\sum W_i}}{\sum W_i P_i^2 - \frac{(\sum W_i P_i)^2}{\sum W_i}} \quad (79)$$



em que:  $Q_i$  é o logaritmo da variância por unidade de área;  $P_i$  é o logaritmo do tamanho de parcela em unidades básicas;  $W_i$  é o grau de liberdade associado a variância (número de parcela de tamanho  $(X_i - 1)$ )

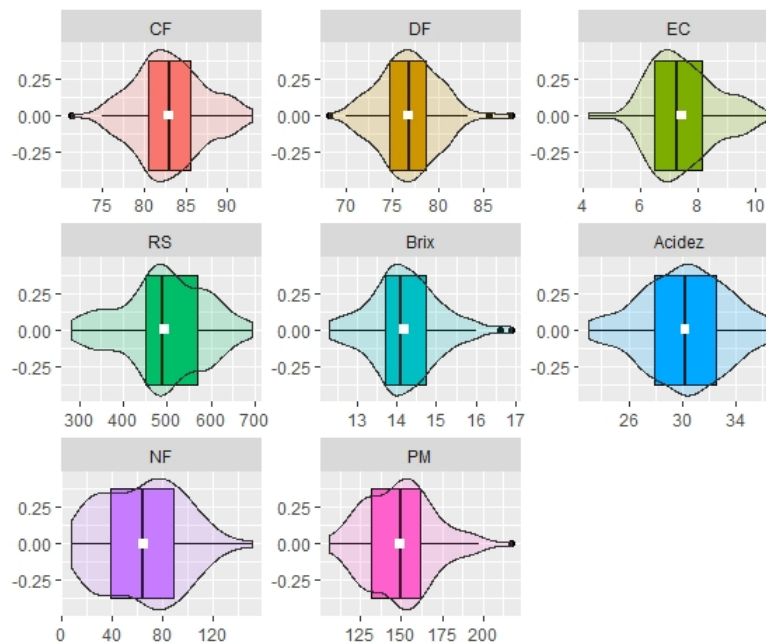
As análises estatísticas e gráficos referentes aos métodos utilizados foram realizados com auxílio do *software* R versão 4.0.3 (R Core Team, 2020).

### 4.3 Resultados e discussão

#### 4.3.1 Análise exploratória dos dados

Por meio da Figura 14, é possível identificar a presença de valores atípicos nas variáveis CF, DF, Brix e PM que resultam em uma pequena distorção visual nas figuras é confirmada pela análise do gráfico do violino para o maracujá amarelo; isso mostra que a média está sendo afetada para tais variáveis. Como o intervalo interquartílico (IQR) não é influenciado por valores atípicos, ele pode ser usado para examinar a dispersão do conjunto de dados; o intervalo interquartil é calculado por  $IQR = Quartil3 - Quartil1$ . Logo, o IQR é igual a 4,85(85,35 – 80,5) para CF, 3,95(78,70 – 74,75) para DF, 1,03(14,73 – 13,7) para Brix e 30,26(162,08 – 131,82) para PM. Como resultado, a variável PM apresentou a maior taxa de variação dos dados quando comparada às variáveis CF, DF e Brix.

**Figura 14.** Gráfico de violino no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo para as variáveis em estudo



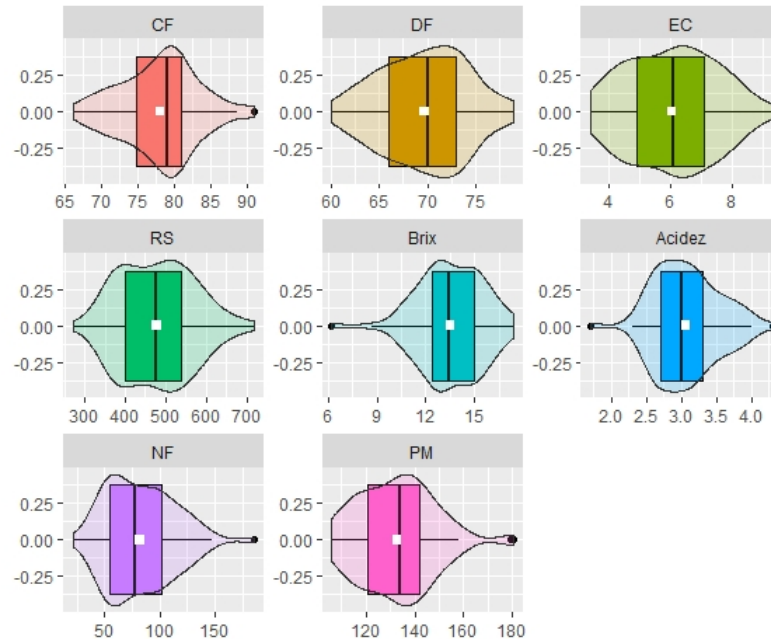
CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mm); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g); Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}$ Bx); Acidez: ácido cítrico (%). Fonte: Próprio autor

Ainda na Figura 14, verifica-se que as variáveis EC, RS, Brix e PM demonstraram comportamento assimétrico, como pode ser observado visualmente. De acordo com as curvas de densidade, os dados estão mais concentrados, na variável CF, entre 80 e 85 mm, na variável DF entre 75 e 80 mm, na variável EC entre 6 e 7 mm, na variável RS entre 450 e 550 ml, na variável Brix, entre 13,5 e 14,5, na variável Acidez entre 29 e 32%, na variável NF entre 60 e 100 e na variável PM entre 140 e 160 g.

Ao analisar o gráfico do violino para maracujá-roxo, confirma-se que as variáveis CF, Brix, Acidez, NF e PM possuem valores atípicos que resultam em uma pequena distorção visual nas figuras,

o que implica que a média está sendo influenciada para tais variáveis. Assim sendo, analisando o IQR tem-se que a variável CF teve a maior taxa de variação em comparação com as variáveis CF, Brix, Acidez e PM, com o  $IQR = de6,30(81,00 - 74,7)$ ; para as variável Brix  $IQR = 2,60(15,0 - 12,4)$ , para a variável Acidez  $IQR = 0,60(3,30 - 2,70)$ , para a variável NF  $IQR = 47,0(102,0 - 55,0)$  e para a variável PM  $IQR = 21,30(142,10 - 120,8)$  (Figura 15).

**Figura 15.** Gráfico de violino no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo para as variáveis em estudo



CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mm); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g); Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}$ Bx); Acidez: ácido cítrico (%). Fonte: Próprio autor

De acordo com a Figura 15, com exceção de EC e RS, observou-se que as variáveis demonstraram comportamento assimétrico. Por meio das curvas de densidade, observa-se que os dados estão mais concentrados, na variável CF entre 77,5 e 81 mm, na variável DF entre 71 e 75 mm, na variável EC entre 6 e 7 mm, na variável RS entre 350 e 500 ml, na variável Brix entre 12 e 15 $^{\circ}$ , na variável Acidez entre 2,5 e 3%, na variável NF entre 50 e 75 e na variável PM entre 50 e 75.

## 4.3.2 Estimação do tamanho ótimo de parcelas

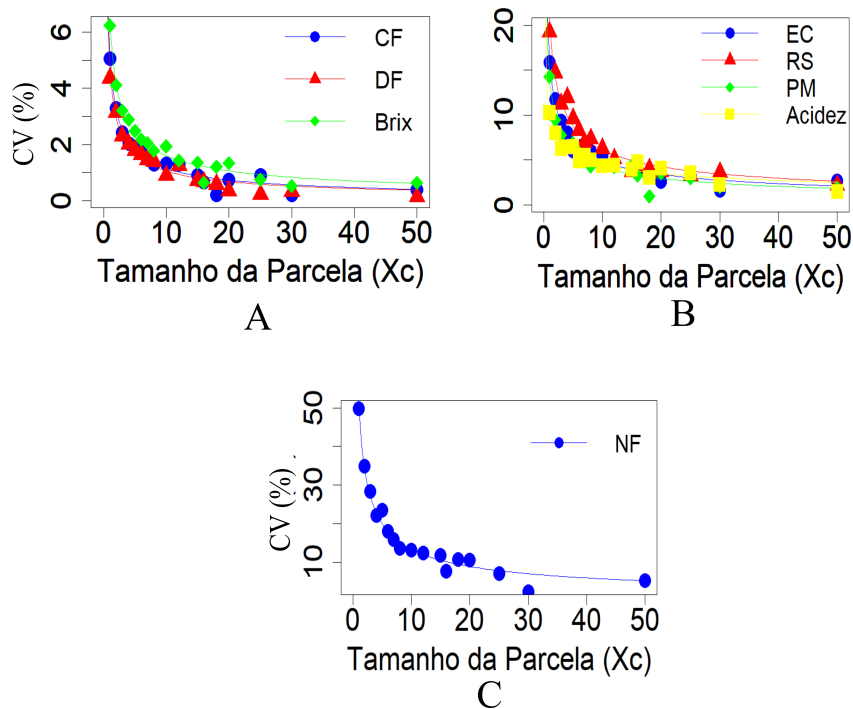
### 4.3.2.1 Método da máxima curvatura (MC)

**4.3.2.1.1 Ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo** Para o método de máxima curvatura foram realizadas 31 simulações de tamanho de parcela com diferentes formas e para cada uma foram calculados os coeficientes de variação, resultando em 17 tamanhos de parcela.

A figura 16 é gerada considerando a relação entre o CV e seu respectivo tamanho de parcela. Nota-se que conforme os valores de tamanho de parcela vão aumentando, os valores de CV diminuem, no entanto, onde ocorre a maior taxa de variação do CV, a curva alcança determinada estabilidade; sugerindo que deste ponto em diante não existe ganho com precisão experimental, não sendo necessários tamanhos de parcelas maiores.

Tem-se que este método consiste na inspeção visual (Federer, 1963) para que se identifique o tamanho ótimo de parcela, o que não garante precisão de resultados, uma vez que depende do critério utilizado para tomada de decisões.

**Figura 16.** Relação entre o coeficiente de variação (CV%) e Tamanho de parcela ( $X_c$ ) em unidades básicas para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo pelo método de máxima curvatura.



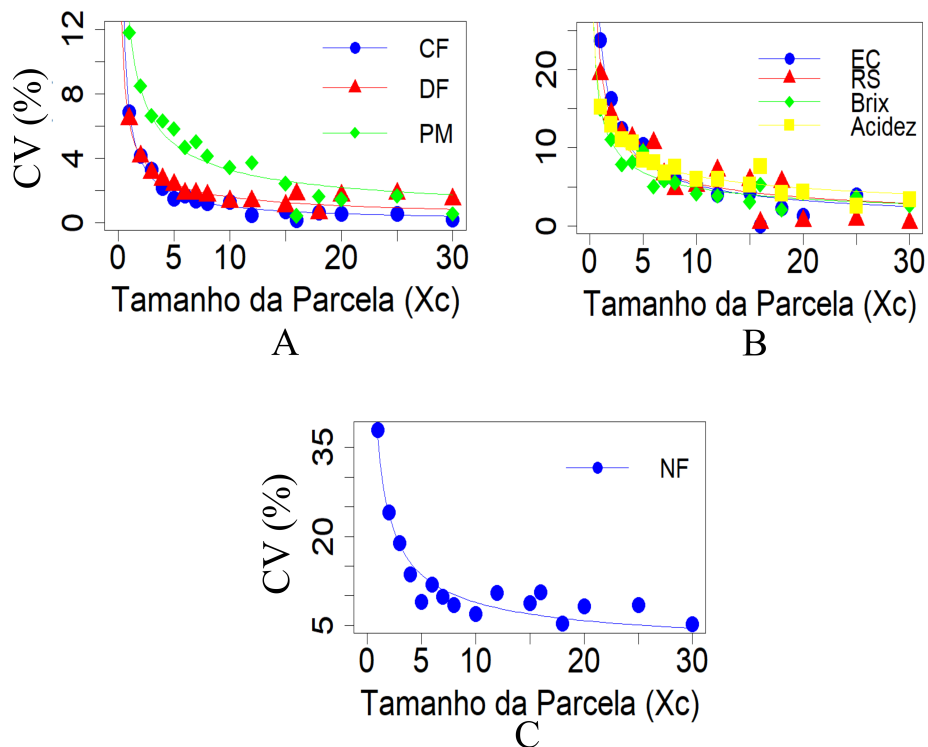
(A) CF: comprimento do fruto (mm), DF: diâmetro do fruto (mm) e Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}\text{Bx}$ ); (B) EC: espessura da casca (mm), RS: rendimento do suco (mL), PM: peso médio dos frutos (g) e Acidez: ácido cítrico (%); (C) NF: número de frutos.

Assim sendo, pelo método da máxima curvatura tem-se que o tamanho ótimo de parcela, seguindo o critério de Federer (1963) e Le Clerg (1966), está em torno de 10 unidades básicas (ub) por parcela para todas as variáveis em estudo (Figura 16). Portanto, pode-se dizer que tamanhos de parcela maiores que 10 ub não apresentam ganho no que diz respeito à precisão experimental, contudo é importante dizer que parcelas maiores que 10 ub aumentam consideravelmente a área a ser utilizada, uma vez que serão necessárias mais plantas para o experimento.

Separando as variáveis por grupos de características agrônômicas de interesse, temos que o tamanho ótimo de parcelas para variáveis do fruto (CF, DF, EC) está em torno de 10 ub, igual ao tamanho ótimo de parcela das variáveis da polpa (RS, Brix, Acidez) e das variáveis de produção (NF, PM).

**4.3.2.1.2 Ensaio de uniformidade com maracujá-roxo** Os coeficientes de variação foram obtidos para cada uma das 28 simulações de tamanho de parcela de várias formas usadas no método de máxima curvatura, resultando em 16 tamanhos de parcela. O CV e seu tamanho de parcela correspondente são levados em consideração na criação da Figura 17. Para determinar o tamanho ideal da parcela, esse método utiliza o critério de Federer (1963).

**Figura 17.** Relação entre o coeficiente de variação (CV%) e Tamanho de parcela ( $X_c$ ) em unidades básicas para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo pelo método de máxima curvatura.



(A) CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm) e PM: peso médio dos frutos (g);  
(B) EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL), Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}$ Bx) e Acidez: ácido cítrico (%); (C) NF: número de frutos; .

Assim sendo, pelo método da máxima curvatura tem-se que o tamanho ótimo de parcela, seguindo o critério de Federer (1963) e Le Clerg (1966), está em torno de 6 unidades básicas (ub) por parcela para as variáveis CF, EC e Brix, está em torno de 7 ub para as variáveis DF, RS, Acidez, NF e PM (Figura 17). Logo, recomenda-se um tamanho ótimo de parcelas englobando todas as variáveis em estudo, ou separando as variáveis por grupos de características agrônômicas de interesse, de 7 ub. Portanto, pode-se dizer que a partir de 7 ub não se tem ganho com precisão.

Não foram encontrados trabalhos com o método da máxima curvatura com maracujá em campo, no entanto, Peixoto (2013) utilizou o referido método com maracujá *in vitro* tendo como resultado, 6 unidades básicas por parcela. Paranaíba et al. (2009), com o mesmo método, trabalharam com as culturas do trigo e mandioca, onde foram realizados quatro ensaios de uniformidade com trigo em que o tamanho de parcelas variou de 10 a 12 unidades básicas; foram dois ensaios com mandioca em que o tamanho de parcelas foi de 15 unidades básicas.

Paranaíba et al. (2009) explicam que, como a curva do coeficiente de variação experimental tende a ocorrer sempre na região de pequenas parcelas, um aumento no número de unidades básicas na parcela, portanto, incentiva uma grande melhoria na precisão experimental. No entanto, esse método subestima a quantidade ideal de plantas para cada parcela e o tamanho ótimo de parcelas real não pode ser identificado.

#### 4.3.2.2 Método da máxima curvatura modificado (MCM)

**4.3.2.2.1 Ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo** Segundo Ferreira (2018), o coeficiente de determinação avalia o quanto da variabilidade dos dados é descrito pelo modelo, bem como verificar

a qualidade do ajuste do modelo utilizado. Portanto, ao ajustar o modelo verificou-se que os valores do coeficiente de determinação ( $R^2$ ) variaram de 93%, para a variável Acidez, a 98%, EC, Brix e NF, sendo todos considerados bons ajustes (Tabela 4).

**Tabela 4.** Estimativas dos parâmetros do modelo pelo método da máxima curvatura modificado, coeficiente de variação correspondente ao ponto de máxima curvatura ( $CV\%$ ), valor da abscissa em que ocorre o ponto de máxima curvatura ( $X_C$ ), coeficiente de determinação ( $R^2$ ) para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo.

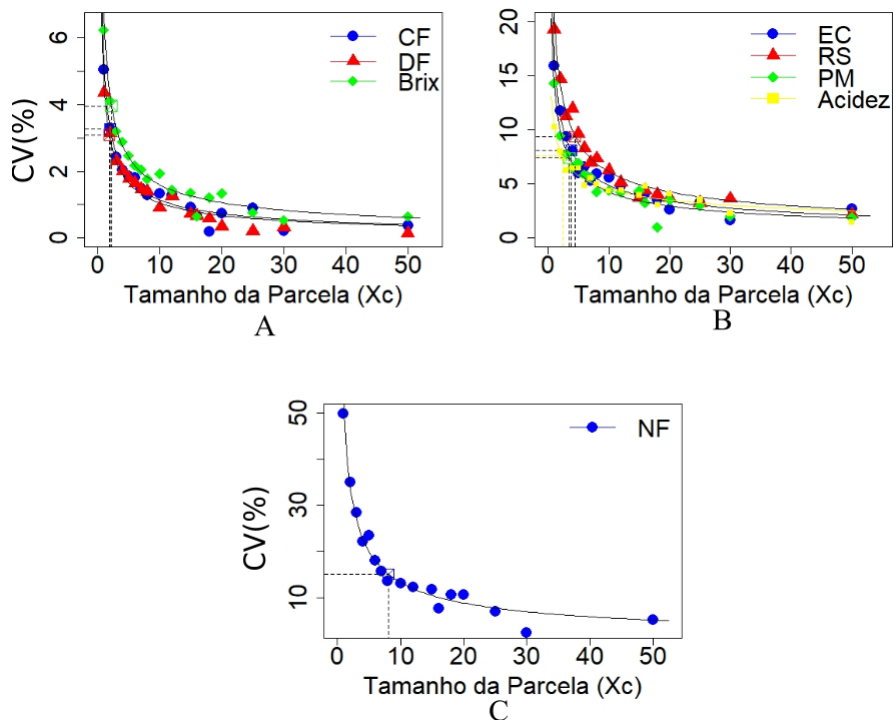
Variáveis	$\hat{a}$	$\hat{b}$	$CV(\%)$	$X_C$	$R^2$
CF	5,10	0,65	3,27	1,97	0,97
DF	4,58	0,64	3,09	1,84	0,96
EC	16,14	0,52	8,08	3,78	0,98
RS	20,23	0,52	9,38	4,38	0,97
Brix	6,26	0,19	3,96	2,16	0,98
Acidez	10,29	0,36	7,58	2,33	0,93
NF	51,04	0,58	15,18	8,07	0,98
PM	14,12	0,52	7,38	3,48	0,95

CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}\text{Bx}$ ); Acidez: ácido cítrico (%); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

Em relação às estimativas dos parâmetros, é possível perceber que para o parâmetro  $\hat{a}$  as estimativas foram bastante variáveis, com amplitude igual a 46,46, o que sugere que as variáveis apresentam grande divergência. Já para a estimativa de  $\hat{b}$ , os valores mais próximos de zero indicam que o material experimental é mais homogêneo (baixa variabilidade) e os valores mais próximos de 1 têm tendência a serem heterogêneos (alta variabilidade). Com isso, nota-se que as variáveis Brix e Acidez apresentam baixa variabilidade e as demais variáveis alta variabilidade. Tem-se que os valores dos tamanhos ótimos de parcela variaram de 1,84 (DF) correspondente a um ponto de máxima curvatura de 3,09, a 8,07 (NF) correspondente a um ponto de máxima curvatura de 15,18 (Tabela 4, Figura 18).

Pela figura 18 é possível identificar visualmente os tamanhos ótimos de parcelas ( $X_C$ ) com seus correspondentes pontos de máxima curvatura ( $CV(\%)$ ), podendo ainda observar que as variáveis com maiores valores para a estimativa  $\hat{a}$  são as que apresentam maiores valores de  $CV(\%)$ , o que sugere uma relação entre esses parâmetros, no entanto, isso não demonstra ser um problema.

**Figura 18.** Relação entre o coeficiente de variação (CV%) e Tamanho de parcela ( $X_c$ ) em unidades básicas para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo pelo método de máxima curvatura modificado.



(A) CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm) e Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}\text{Bx}$ ); (B) EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL), PM: peso médio dos frutos (g) e Acidez: ácido cítrico (%); (C) NF: número de frutos.

Todos o valores de tamanhos ótimos de parcela foram arredondados sempre para o próximo valor inteiro, com o intuito de não perder nenhuma informação. Portanto, para que o tamanho ótimo de parcelas englobe todas as variáveis estudadas recomenda-se, pelo método de máxima curvatura modificado, 9 ub (Tabela 4, Figura 18).

Agora, por grupo de características de interesse, temos que o tamanho ótimo de parcelas para as variáveis relacionadas ao fruto (CF, DF, EC) é de 4 ub, para as variáveis relacionadas à polpa (RS, Brix, Acidez) é de 5 ub e das variáveis de produção (NF, PM) o tamanho ótimo de parcelas é de 9 ub.

**4.3.2.2.2 Ensaio de uniformidade com maracujá-roxo** O menor valor de coeficiente de determinação ( $R^2$ ) foi encontrado na variável RS (85%), assim sendo, o modelo explica ao menos 85% da variabilidade e o maior valor de  $R^2$  para a variável CF (98%). No entanto, com exceção da variável RS, todas as variáveis têm  $R^2$  maior ou igual a 90%, portanto apenas 10% da variabilidade não foi explicado pelo modelo, garantindo boa qualidade de ajuste (Tabela 5).

Avaliando a estimativa  $\hat{a}$ , percebe-se variação entre os valores, uma vez que o menor valor é de 6,21 (CF) e o maior valor é de 36,53 (PM), indicando discrepância entre as variáveis, o que é esperado uma vez que essa variabilidade é inerente da escala dos dados. Já para a estimativa de  $\hat{b}$ , nota-se que apenas as variáveis Brix e Acidez apresentaram baixa variabilidade, sugerindo que as demais variáveis possivelmente se tratam de dados heterogêneos. Tem-se que os valores dos tamanhos ótimos de parcela variaram de 2,15 (DF) a 6,54 (NF) (Tabela 5, Figura 19).

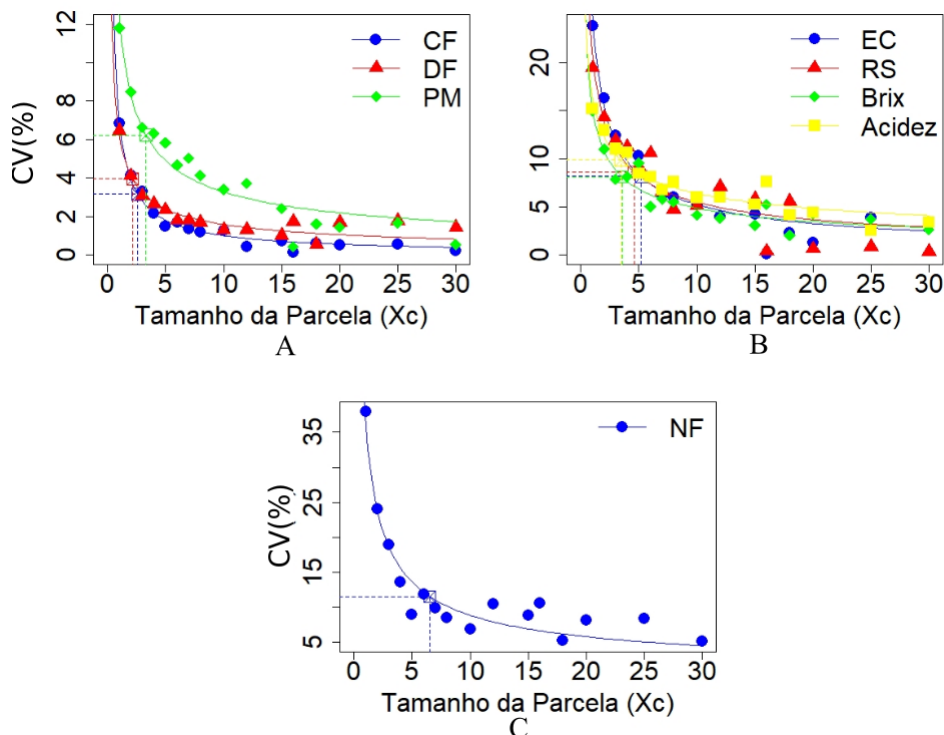
**Tabela 5.** Estimativas dos parâmetros do modelo, pelo método da máxima curvatura modificado, coeficiente de variação correspondente ao ponto de máxima curvatura ( $CV\%$ ), valor da abscissa em que ocorre o ponto de máxima curvatura ( $X_C$ ), coeficiente de determinação ( $R^2$ ) para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo.

Variáveis	$\hat{a}$	$\hat{b}$	$CV(\%)$	$X_C$	$R^2$
CF	7,04	0,63	3,15	2,59	0,98
DF	6,21	0,59	3,95	2,15	0,92
EC	24,79	0,68	8,16	5,17	0,95
RS	20,89	0,58	8,63	4,59	0,85
Brix	15,15	0,49	8,10	3,56	0,90
Acidez	16,31	0,41	9,85	3,47	0,92
NF	36,53	0,61	16,36	6,54	0,93
PM	12,45	0,58	6,22	3,30	0,93

CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}\text{Bx}$ ); Acidez: ácido cítrico (%); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

Os tamanhos ótimos de parcela ( $X_C$ ) e seus respectivos pontos de máxima curvatura ( $CV(\%)$ ) podem ser constatados visualmente na Figura 19. Onde o maior valor de  $X_C$  é de 6,54 ub ue corresponde a um  $CV(\%)$  de 16,36 e o menor valor de  $X_C$  é de 2,15 que refere-se a um ponto de máxima curvatura  $CV(\%)$  de 3,95.

**Figura 19.** Relação entre o coeficiente de variação ( $CV\%$ ) e Tamanho de parcela ( $X_c$ ) em unidades básicas para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo pelo método de máxima curvatura modificado.



(A) CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm) e PM: peso médio dos frutos (g); (B) EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL), Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}\text{Bx}$ ) e Acidez: ácido cítrico (%); (C) NF: número de frutos.

Portanto, recomenda-se o tamanho ótimo de parcelas de 7 ub, sendo este o tamanho mínimo necessário de tamanho de parcela que inclua todas as variáveis, pelo método de máxima curvatura modificado (Tabela 5, Figura 19).

No entanto, no que diz respeito aos grupos de características agrônômicas de interesse, tem-se que o tamanho ótimo de parcelas para as variáveis relacionadas ao fruto (CF, DF, EC) é de 6 ub, para as variáveis relacionadas à polpa (RS, Brix, Acidez) é de 5 ub e das variáveis de produção (NF, PM) o tamanho ótimo de parcelas é de 7 ub.

Dentre a literatura, diversos autores já utilizaram este método para estimar o tamanho ótimo de parcelas, no entanto, não foram obtidos resultados com maracujá em campo. Todavia, Faria et al. (2020b), com duas espécies de maracujá em casa de vegetação, concluíram que o tamanho ótimo de parcelas é de cinco plantas por parcela. Na área de fruticultura foram encontrados trabalhos com a cultura do mamoeiro, em campo, em que Silva et al. (2019b) e Jesus Ambrosio et al. (2022) concluíram que o tamanho ótimo de parcela é de seis e cinco plantas por parcela, respectivamente. Com a cultura do abacaxizeiro, Leonardo et al. (2014) concluíram que o tamanho ótimo de parcelas é de cinco plantas por parcela. Também encontram-se trabalhos com grãos, como Brioschi Junior et al. (2020), com café arábica, onde os autores concluíram que o tamanho ótimo de parcelas é de seis plantas por parcela. Guarçoni et al. (2017), com a cultura do repolho, recomendaram 16 plantas por parcela.

Este método pode e deve ser utilizado para comparar um ou mais métodos de cálculo de tamanho de unidades experimentais. Sua característica é a capacidade de determinar o ponto de curvatura máxima levando em consideração tanto o vértice quanto a curvatura máxima da curva, mas não considera o ponto em que os valores do coeficiente de variação experimental se estabilizam (Bakke, 1988).

O método da máxima curvatura modificado, segundo Lima et al. (2007), determina uma equação de regressão com valores de coeficiente de determinação altos, como visto neste estudo. Os autores ainda explicam que o método não leva em consideração os custos experimentais, no entanto, a fim de melhorar a precisão de um experimento, podem ser desconsiderados caso não sejam altos.

#### **4.3.2.3 Método da curvatura máxima da função $CV_X$ modificado (MCCV) e método da curvatura máxima da função $VU_X$ modificado (MCVAR)**

**4.3.2.3.1 Ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo** Segundo Lin e Binns (1986) quando  $b$  for maior que 0,7 é preferível utilizar número menor de repetições e maior de parcelas em cada tratamento a fim de se obter uma precisão experimental apropriada. Pela Tabela 6 observa-se que, neste estudo, os valores de  $b$  variaram de 0,72 a 1,30 para o método MCCV e para o método MCVAR os valores de  $b$  variaram de 0,69 a 1,27, onde a maioria foi maior que 1 (nos dois métodos), isso sugere baixa correlação, ou até mesmo correlação negativa, entre as parcelas vizinhas, indicando competição entre as plantas das unidades básicas (Thomas, 1974). Por Sousa et al. (2016) é possível concluir que sendo a unidade básica composta por apenas uma planta seria possível assumir que próximo a cada planta pouco competitiva, supostamente haveria uma mais competitiva.

Ainda, avalia-se que o ajuste dos dois métodos foi bom, uma vez que o coeficiente de determinação variou de 93% a 98% no método MCCV e de 97% a 99% para o método MCVAR. No que diz respeito ao parâmetro  $V_1$ , tem-se uma influência das outras medidas em seu cálculo, o que pode ser explicado pela conversão entre as unidades de medida ao serem divididas ou multiplicadas por uma constante e ainda, pela propriedade da variância que indica que estes valores são ainda divididos ou multiplicados pela constante ao quadrado (Tabela 6).



**Tabela 6.** Estimativa dos parâmetros da função  $CV_{(x)}$  e da função  $V_x$ , estimativas do tamanho ótimo de parcela e valores correspondentes das médias compostas por unidade básica ( $M_1$ ) no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo.

Variáveis	$M_1$	$V_1$	$b$	$X_{cv}$	$R^2$	$V_1$	$b$	$X_{V_x}$	$R^2$
CF	82,99	423,15	1,30	1,98	0,97	17,55	1,26	4,01	0,99
DF	76,82	352,06	1,28	1,84	0,96	11,42	1,13	3,36	0,99
EC	7,44	120,11	1,04	3,78	0,98	1,41	0,99	1,19	0,99
RS	493,83	9988,01	1,04	4,37	0,97	9262,55	0,92	110,63	0,98
Brix	14,20	88,94	1,19	2,16	0,97	0,78	1,16	0,96	0,99
Acidez	30,23	311,02	0,72	2,33	0,93	9,46	0,69	2,93	0,97
NF	64,84	3309,34	1,16	8,07	0,98	1335,50	1,27	26,81	0,99
PM	149,39	2109,56	1,04	3,47	0,95	455,99	1,07	19,92	0,99

CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}$ Bx); Acidez: ácido cítrico (%); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

Assim sendo, neste trabalho, verifica-se que o método da curvatura máxima da função  $CV_{(x)}$  modificado estima valores de  $V_1$ , de modo geral, maiores quando comparados ao método da curvatura máxima da função  $V_{(x)}$  modificado; vale ressaltar que o MCCV estima os valores de  $V_1$  ponderando pela média  $M_1$ .

Deste modo, é possível notar que para o MCVAR dois tamanhos ótimos de parcela estimados são valores muito altos, para experimentos com maracujá, dados pela variável RS, com tamanho ótimo de parcela de 111 ub e pela variável NF, com tamanho ótimo de 27 ub. Logo, para estas variáveis, o método da curvatura máxima da função  $V_{(x)}$  modificado superestima os tamanhos ótimos de parcela, no entanto, para as demais variáveis o método se mostrou adequado para estimar os tamanhos ótimos de parcela. Já para o método MCCV, tem-se que o mesmo estimou adequadamente os tamanhos ótimos de parcela, onde os tamanhos variaram de 2 a 9 unidades básicas. Comparado ao método de máxima curvatura modificado, tem-se que os tamanhos ótimos de parcela estimados nos dois métodos são similares, ambos com bons ajustes.

Logo, ao se sugerir um tamanho ótimo que considere todas as variáveis em questão, pelo método da curvatura máxima da função  $CV_{(x)}$  modificado, seriam necessários 9 unidades básicas. Já para o método da função  $V_{(x)}$  modificado seriam necessários 111 unidades básicas por parcela, ou ainda calculando a média entre os tamanhos de parcela, seriam necessários 21 ub.

No entanto, separando as variáveis por grupos de características de interesse agrônômico, temos que o tamanho ótimo de parcelas para as variáveis relacionadas ao fruto, como CF, DF e EC, é de 4 ub, para as variáveis relacionadas a polpa, RS, Brix e Acidez, o tamanho ótimo de parcelas é de 5 ub e para as variáveis de produção, NF e PM, é de 9 unidades básicas no método da curvatura máxima da função  $CV_{(x)}$  modificado. Já para o método da curvatura máxima da função de  $V_{(x)}$  modificado, o tamanho ótimo de parcelas para as variáveis relacionadas ao fruto é de 5 ub, para as variáveis relacionadas à polpa de 111 ub, ou ainda calculando a média, tem-se 39 ub; e para as variáveis de produção o tamanho ótimo de parcelas é de 27 ub ou calculando a média, têm-se 24 ub.

**4.3.2.3.2 Ensaio de uniformidade com maracujá-roxo** O método MCCV se mostrou adequado para estimar os valores de tamanho ótimo de parcela e o método MCVAR superestimou os tamanhos ótimos de parcela para algumas variáveis. Pode-se observar que, pelo método da curvatura máxima da função  $CV_{(x)}$  modificado, os valores obtidos variaram de 3 a 7 unidades básicas. No método da curvatura máxima da função  $V_{(x)}$  modificado nota-se valores altos para o tamanho ótimo de parcela como na variável RS, de 105 ub, todavia, estimou adequadamente os tamanhos ótimos nas demais variáveis. Ambos os métodos apresentam bom ajuste, onde no MCCV o  $R^2$  variou de 85% na variável RS a 98% na variável

CF; já para o método MCVAR o  $R^2$  variou de 94% na variável Acidez a 99% nas variáveis CF, DF, EC e NF (Tabela 7).

**Tabela 7.** Estimativa dos parâmetros da função  $CV_{(x)}$  e da função  $V_x$ , estimativas do tamanho ótimo de parcela e valores correspondentes das médias compostas por unidade básica ( $M_1$ ) no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo.

Variáveis	$M_1$	$V_1$	$b$	$X_{cv}$	$R^2$	$V_1$	$b$	$X_{V_x}$	$R^2$
CF	78,02	549,48	1,69	2,59	0,98	28,90	1,49	4,66	0,99
DF	69,66	432,72	1,18	2,15	0,92	19,96	1,25	4,24	0,99
EC	6,05	149,97	1,35	5,17	0,95	2,10	1,13	1,51	0,99
RS	477,08	9968,17	1,17	4,59	0,85	8772,28	0,94	104,44	0,97
Brix	13,51	204,63	0,98	3,56	0,90	4,08	0,94	1,99	0,95
Acidez	3,06	49,90	0,81	3,47	0,92	0,23	0,70	0,33	0,94
NF	82,27	3005,07	1,23	6,57	0,92	970,21	1,43	20,21	0,99
PM	132,69	1651,46	1,16	3,30	0,93	248,16	0,99	15,85	0,98

CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}\text{Bx}$ ); ácido cítrico (%); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

Os valores de  $b$  tiveram uma amplitude de variação que foi de 0,81 a 1,69 para MCCV e amplitude de variação de 0,70 a 1,49 para o método MCVAR, para ambos os métodos alguns valores de  $b$  ultrapassam o valor teórico ( $b = 1$ ), valor explicado por Thomas (1974), como sendo valores com correlação negativa ou baixa, onde haveriam competições entre as plantas da parcela.

Portanto, o valor sugerido como tamanho ótimo de parcelas para o método da curvatura máxima da função  $CV_{(x)}$  modificado seria de 7 ub e para o método da curvatura máxima da função  $VU_{(x)}$  modificado seria de 105 ub, ou ainda, calculando a média, seria de 20 ub.

No entanto, separando as variáveis por grupos de interesse agrônomo, temos que o tamanho ótimo de parcelas para as variáveis relacionados ao fruto (CF, DF, EC) é de 6 ub, para as variáveis relacionadas à polpa (RS, Brix, Acidez) é de 5 ub e para as variáveis de produção (NF, PM) é de 7 ub no método da curvatura máxima da função  $CV_{(x)}$  modificado. Já para o método da curvatura máxima da função  $V_{(x)}$  modificado, o tamanho ótimo de parcelas para as variáveis do fruto é de 5 ub, para as variáveis da polpa de 105 ub, ou ainda calculando a média, tem-se 36 ub; e para as variáveis de produção o tamanho ótimo de parcelas é de 21 ub ou calculando a média, têm-se 18 ub.

Comparado ao método de máxima curvatura modificado com o método da curvatura máxima da função  $CV_x$  modificado, é possível observar semelhança entre os tamanhos ótimos de parcela estimados nos dois métodos, em que os dois demonstraram bom ajuste.

#### 4.3.2.4 Método do modelo linear segmentado com platô (MLP)

**4.3.2.4.1 Ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo** O coeficiente de determinação revelou que o ajuste aos dados ocorreu da melhor forma possível; assim, parte significativa da variação dos dados pôde ser descrita pelo método, que demonstrou confiabilidade na estimativa do tamanho da parcela. Os valores do coeficiente de determinação ( $R^2$ ) variaram de 79%, para a variável Acidez, a 92%, para a variável RS, considerando todas as variáveis. Pode-se notar que os valores do coeficiente de variação correspondente ao ponto de máxima curvatura ( $P$ ) e os valores encontrados de tamanhos ótimos de parcela ( $X_C$ ) são inversamente proporcionais, uma vez que, enquanto o valor de  $X_C$  aumenta o valor de  $P$  diminui; em todos os casos, o platô foi alcançado com um valor de  $P$  menor que 10% (Tabela 8).

Analisando as estimativas de  $\hat{\beta}_0$  e  $\hat{\beta}_1$  observa-se valores bem distintos entre as variáveis estudadas. Tem-se que os valores de tamanho ótimo de parcela variaram de 7,59 ub (NF) a 10,40 ub (Acidez) (Tabela 8, Figura 20).

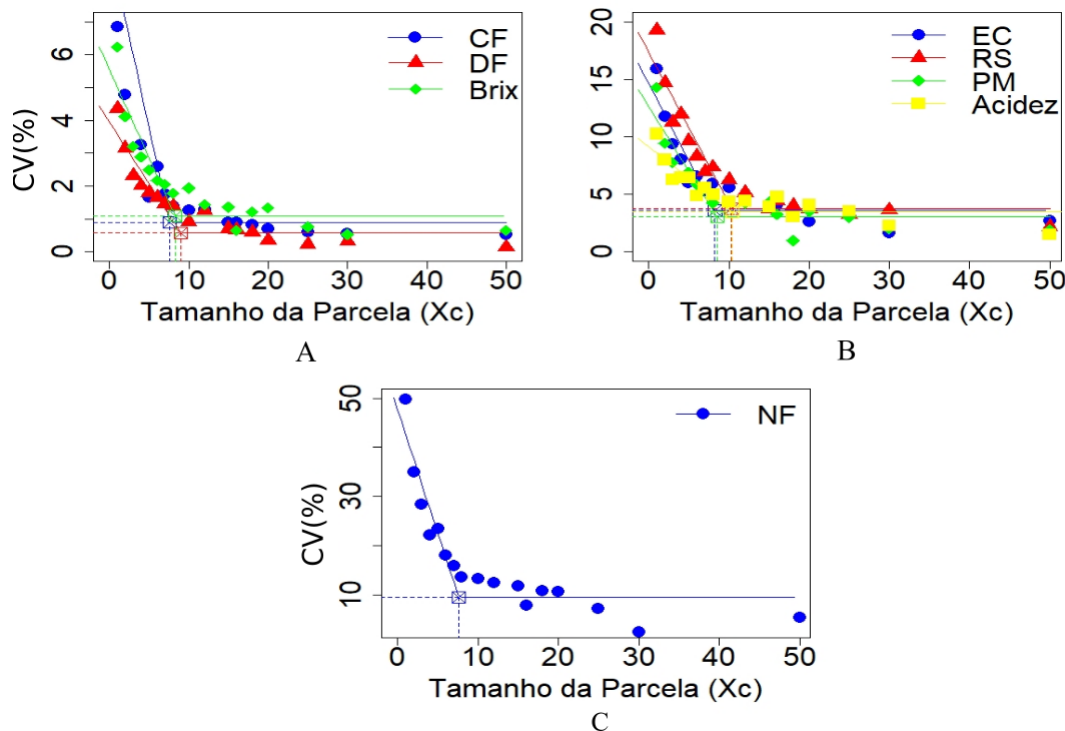
**Tabela 8.** Estimativas dos parâmetros do modelo linear segmentado com platô, coeficiente de variação correspondente ao ponto de máxima curvatura ( $P$ ), valor da abscissa em que ocorre o ponto de máxima curvatura ( $X_C$ ), coeficiente de determinação ( $R^2$ ) para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo.

Variáveis	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$P$	$X_C$	$R^2$
CF	4,40	-0,44	0,73	8,27	0,84
DF	3,94	-0,37	0,57	9,02	0,88
EC	14,62	-1,34	3,57	8,24	0,86
RS	17,33	-1,31	3,74	10,34	0,92
Brix	5,53	-0,54	1,09	8,27	0,86
Acidez	9,14	-0,55	3,44	10,40	0,79
NF	47,59	-5,02	9,51	7,59	0,89
PM	12,63	-1,13	3,05	8,51	0,84

CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}\text{Bx}$ ); Acidez: ácido cítrico (%); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

O modelo linear segmentado com platô determina o tamanho ótimo de parcela no encontro entre as retas geradas pelo modelo linear e o platô. Pela figura 20 pode-se constatar o ponto de encontro em que se dá o tamanho ótimo de parcela para cada variável em estudo. Sendo o menor valor de  $X_C$  de 7,59 ub (NF) com valor de  $P$  correspondente a 9,51 e o maior valor de  $X_C$  de 10,40 (Acidez) com valor de  $P$  correspondente a 3,44.

**Figura 20.** Relação entre o coeficiente de variação (CV%) e Tamanho de parcela ( $X_c$ ) em unidades básicas para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo pelo modelo linear segmentado com platô.



CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

Como o encontro entre a reta e o platô determinam o tamanho ideal de parcela, isso faz com que este ponto seja o tamanho de parcela satisfatório, uma vez que, após este não existirá ganho de precisão experimental (Peixoto et al., 2011). Deste modo, visando o tamanho ótimo de parcela que envolva todas

as variáveis, tem-se que seria ideal 11 ub, ou ainda, pode-se optar pela média entre os tamanhos de parcela (Peixoto et al., 2011), que neste caso, seria de 9 ub, que comparada ao critério anterior seria ainda mais rentável no planejamento do experimento.

Todavia, separando as variáveis por grupos de características agronômicas de interesse, tem-se que para as variáveis relacionadas ao fruto, CF, DF e EC, o tamanho ótimo de parcelas é de 10 ub, para as variáveis relacionadas a polpa, RS, Brix, e Acidez, é de 11 ub e para as variáveis de produção, NF e PM, é de 9 ub.

**4.3.2.4.2 Ensaio de uniformidade com maracujá-roxo** Por meio da Tabela 9, pode-se observar os valores do coeficiente de determinação ( $R^2$ ), que indicam bom ajuste do modelo. Tem-se que o menor valor de  $R^2$  encontrado foi para a variável RS, com 83% e o maior valor para a variável NF, com 94%. Ainda na Tabela 9, também se observa que os valores de tamanho ótimo de parcela variaram de 4,43 ub (NF) a 9,61 ub (PM). Nota-se que os valores de coeficiente de variação no ponto de máxima curvatura ( $P$ ) tiveram grande variação entre as variáveis analisadas, em que o parâmetro variou de 0,70 a 8,58.

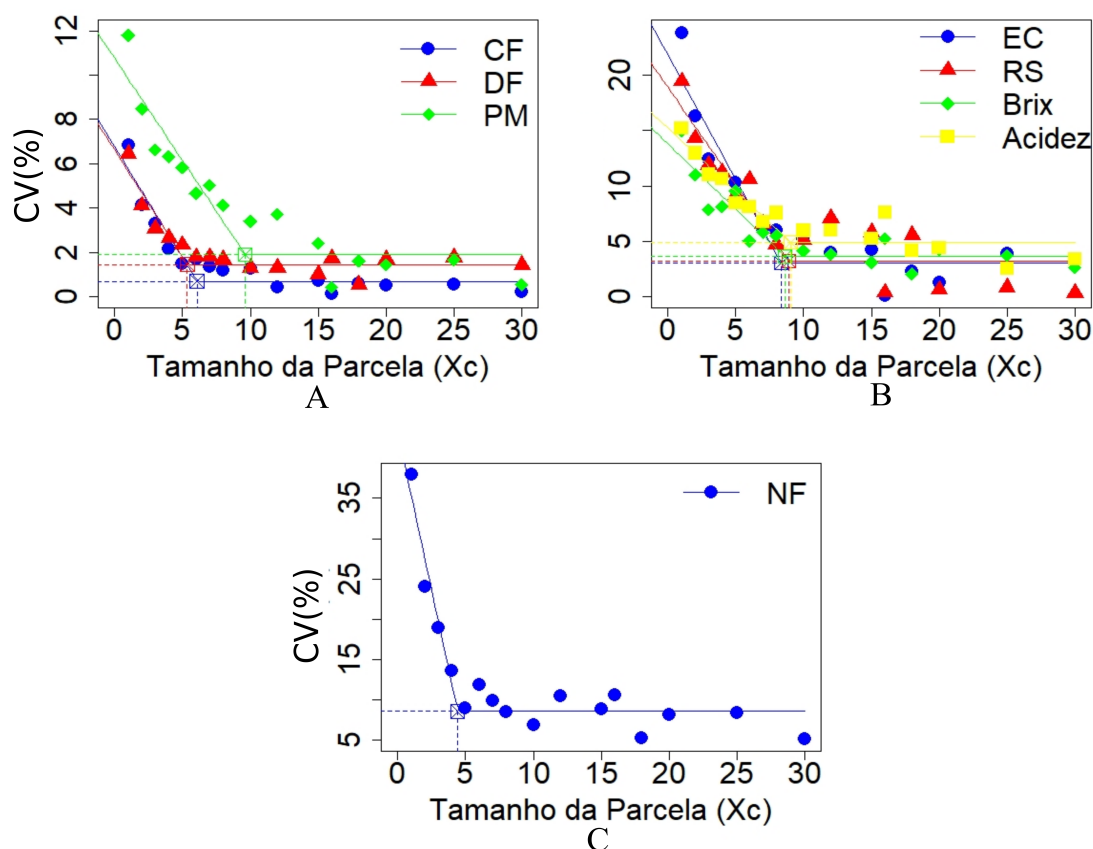
**Tabela 9.** Estimativas dos parâmetros do modelo linear segmentado com platô, coeficiente de variação correspondente ao ponto de máxima curvatura ( $P$ ), valor da abscissa em que ocorre o ponto de máxima curvatura ( $X_C$ ), coeficiente de determinação ( $R^2$ ) para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo.

Variáveis	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$P$	$X_C$	$R^2$
CF	6,77	-0,99	0,70	6,07	0,90
DF	6,61	-0,96	1,46	5,35	0,89
EC	21,81	-2,24	3,05	8,36	0,90
RS	18,87	-1,76	3,22	8,92	0,83
Brix	13,79	-1,18	3,62	8,63	0,85
Acidez	15,21	-1,14	4,92	9,05	0,87
NF	43,13	-7,81	8,58	4,43	0,94
PM	10,75	-0,92	1,90	9,61	0,87

CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}\text{Bx}$ ); Acidez: ácido cítrico (%); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

Logo, é possível observar com exatidão o ponto de encontro em que se dá o tamanho ótimo de parcela para cada variável em estudo. Sendo o menor valor de  $X_C$  de 4,43 ub (NF) com valor de  $P$  correspondente a 8,58 e o maior valor de  $X_C$  de 9,61 (PM) com valor de  $P$  correspondente a 1,90 (Figura 21).

**Figura 21.** Relação entre o coeficiente de variação ( $CV\%$ ) e Tamanho de parcela ( $X_c$ ) em unidades básicas para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo pelo modelo linear segmentado com platô.



CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}Bx$ ); Acidez: ácido cítrico (%); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

Isto posto, pelo método em questão, tem-se que o tamanho ótimo de parcela envolvendo todas as variáveis é de 10 ub. Todavia, separando por grupos de interesse, tem-se que o tamanho ótimo de parcelas recomendado para as variáveis CF, DF e EC é de 9 ub, para as variáveis RS, Brix e Acidez é de 10 ub e, para as variáveis NF e PM, o tamanho ótimo de parcelas recomendado é de 10 ub.

Dentre a literatura encontram-se alguns autores que trabalharam com este método, como Peixoto et al. (2011), com maracujá *in vitro*, e obtiveram o tamanho ótimo de parcelas de 6 explantes. Silva et al. (2012a) e González et al. (2019), com a cultura do rabanete em campo, obtiveram valor de tamanho ótimo de parcelas, recomendando 42 e 99 plantas, respectivamente. González et al. (2018), com a cultura da batata-doce, recomendaram 13 plantas por parcela. Guimarães et al. (2019), com a cultura da Opúncia (cacto), recomendaram o tamanho ótimo de parcelas de 10 plantas. Paranaíba et al. (2009), com a cultura do arroz, recomendaram o tamanho ótimo de parcela de 8 plantas, e Paranaíba et al. (2009), com as culturas do trigo e mandioca, recomendaram os tamanhos ótimo de parcela de 10 e 5 planta, respectivamente. Brioschi Junior et al. (2020) e Guarçoni et al. (2020), com a cultura do café arábica, recomendaram o tamanho ótimo de 7 plantas por parcela.

#### 4.3.2.5 Método do modelo quadrático segmentado com platô (MQP)

**4.3.2.5.1 Ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo** O modelo quadrático segmentado com platô foi utilizado para descrever como a variabilidade avaliada pelo  $CV$  se comportou em relação

aos tamanhos de parcelas simulados. Pela tabela 10 é possível observar que os valores de coeficiente de determinação ( $R^2$ ) variaram de 78% a 95%, sendo o menor valor de  $R^2$  para a variável PM e maior valor para a variável RS, o que garante bom ajuste. Ainda na tabela 10 nota-se que os valores de tamanho ótimo de parcela ( $X_c$ ) variaram de 9,86 ub (EC) a 26,72 ub (PM), ou seja, o modelo quadrático segmentado com platô tende a gerar maiores valores para  $X_c$ . Também se observa grande variação no coeficiente de variação correspondente ao ponto de máxima curvatura, que variou de 0,78 a 9,15.

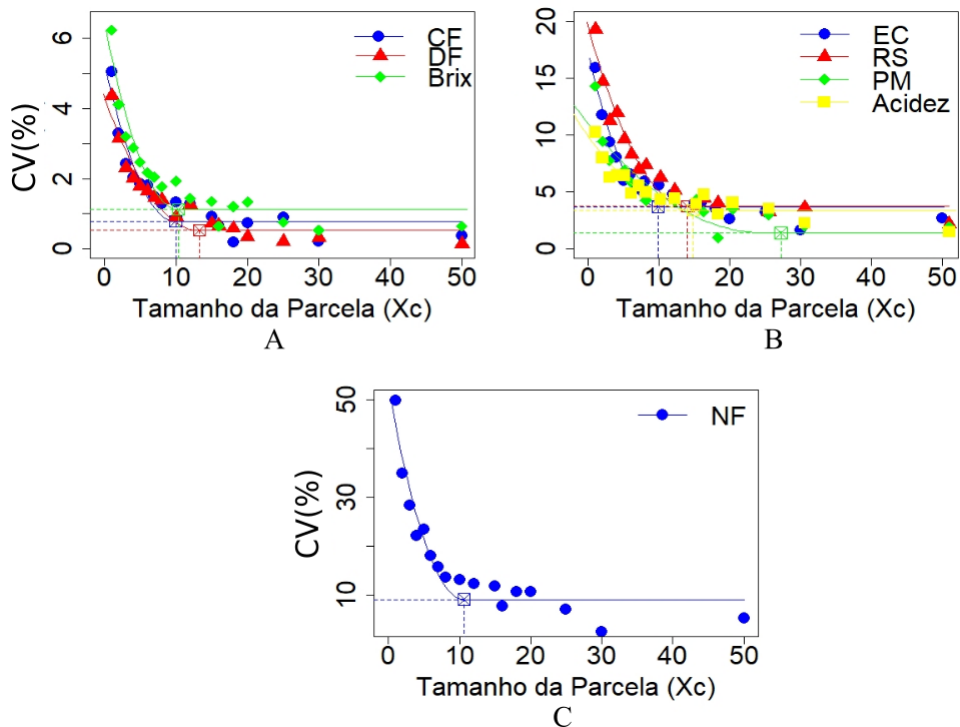
**Tabela 10.** Estimativas dos parâmetros do modelo quadrático segmentado com platô, coeficiente de variação correspondente ao ponto de máxima curvatura ( $P$ ), valor da abscissa em que ocorre o ponto de máxima curvatura ( $X_c$ ), coeficiente de determinação ( $R^2$ ) para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo.

Variáveis	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$P$	$X_c$	$R^2$
CF	5,26	-0,90	0,05	0,78	9,96	0,89
DF	4,29	-0,57	0,02	0,52	13,23	0,91
EC	17,26	-2,75	0,14	3,70	9,86	0,91
RS	19,43	-2,28	0,08	3,75	13,75	0,95
Brix	6,43	-1,03	0,05	1,12	10,36	0,90
Acidez	9,88	-0,89	0,03	3,39	14,52	0,82
NF	52,63	-8,16	0,38	9,15	10,65	0,92
PM	11,00	-0,79	0,02	1,40	26,72	0,78

CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

O modelo quadrático segmentado com platô determina o tamanho ótimo de parcela no encontro entre a curva gerada pelo modelo quadrático e o platô. Pela figura 22 pode-se constatar o ponto de encontro em que se dá o tamanho ótimo de parcela para cada variável em estudo. Sendo o menor valor de  $X_c$  de 9,86 ub (EC) com valor de  $P$  correspondente a 3,70 e o maior valor de  $X_c$  de 26,72 (PM) com valor de  $P$  correspondente a 1,40.

**Figura 22.** Relação entre o coeficiente de variação ( $CV\%$ ) e Tamanho de parcela ( $X_c$ ) em unidades básicas para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo pelo modelo quadrático segmentado com platô.



CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco; Brix: sólidos solúveis; Acidez: ácido cítrico (%); (mL); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

Neste caso, recomenda-se utilizar a média entre os tamanhos ótimos de parcela a fim de se recomendar o que traria menor impacto financeiro (Peixoto et al., 2011); portanto, o tamanho ideal seria de 14 unidades básicas.

Agora, separando as variáveis por grupos de interesse, temos que o tamanho ótimo de parcelas para as variáveis referentes ao fruto, como CF, DF e EC, é de 14 ub; já para as variáveis referentes à polpa (RS, Brix e Acidez) é de 15 ub. E para as variáveis de produção (NF e PM) o tamanho ótimo de parcelas é de 27 ub, ou ainda, calculando a média têm-se 19 ub.

**4.3.2.5.2 Ensaio de uniformidade com maracujá-roxo** O comportamento do coeficiente de variação ( $CV$ ) em relação aos tamanhos das parcelas simuladas foi descrito pelo modelo quadrático segmentado com platô. Isto posto, tem-se que os valores de coeficiente de determinação ( $R^2$ ) variaram de 85%, para a variável RS a 95%, para a variável NF, garantindo então, um bom ajuste. Os tamanhos ótimos de parcela variaram de 5,79 ub para a variável PM, o que comparado ao modelo anterior (MLP), gerou valores maiores de  $X_c$ . Também observa-se grande variação no coeficiente de variação foi de 0,72 a 8,56 (Tabela 11).

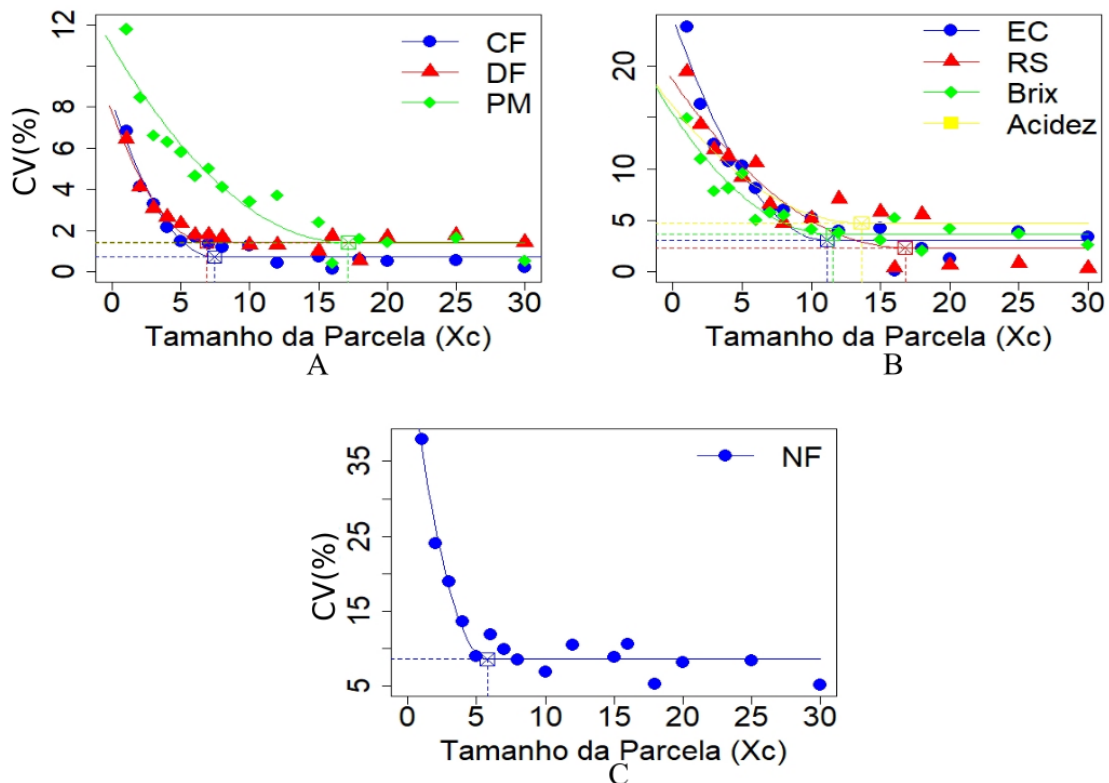
**Tabela 11.** Estimativas dos parâmetros do modelo quadrático segmentado com platô, coeficiente de variação correspondente ao ponto de máxima curvatura  $P$ , valor da abscissa em que ocorre o ponto de máxima curvatura ( $X_c$ ), coeficiente de determinação ( $R^2$ ) para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo.

Variáveis	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$P$	$X_c$	$R^2$
CF	8,25	-2,02	0,07	0,72	7,43	0,94
DF	7,69	-1,81	0,13	1,46	6,89	0,93
EC	24,78	-3,90	0,17	3,04	11,16	0,93
RS	18,58	-1,94	0,06	2,33	16,77	0,85
Brix	15,33	-2,02	0,09	3,63	11,57	0,88
Acidez	16,08	-1,66	0,06	4,74	13,63	0,89
NF	49,93	-14,28	1,23	8,56	5,79	0,95
PM	10,90	-1,11	0,03	1,42	17,16	0,92

CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}\text{Bx}$ ); Acidez: ácido cítrico (%); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

Não há aumento na precisão experimental após o modelo determinar o tamanho ótimo de parcela na junção das curvas geradas pelo modelo quadrático e pelo platô. Observa-se o ponto de junção em que se dá o tamanho ótimo de parcela para cada variável em estudo. Sendo o menor valor de  $X_c$  de 5,79 ub para a variável NF, com valor de  $P$  correspondente a 8,56 e o maior valor de  $X_c$  de 17,16 para a variável PM, com valor de  $P$  correspondente a 1,42 (Figura 23).

**Figura 23.** Relação entre o coeficiente de variação (CV%) e Tamanho de parcela ( $X_c$ ) em unidades básicas para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo pelo modelo quadrático segmentado com platô.



CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

Assim sendo, a fim de se recomendar o que impacte menos, no que diz respeito aos custos do experimento, sugere-se utilizar a média entre os tamanhos ótimos de parcela; logo, o tamanho ideal seria



de 12 unidades básicas.

Agora, separando as variáveis por grupos de interesse, temos que o tamanho ótimo de parcelas para as variáveis relacionadas ao fruto (CF, DF e EC) é de 12 ub; para as variáveis relacionadas a polpa (RS, Brix, Acidez) é de 17 ub. Agora, para as variáveis de produção (NF, PM) o tamanho ótimo de parcelas é de 18 ub.

Alguns autores que utilizaram este método são encontrados na literatura, Peixoto et al. (2011), com maracujá *in vitro*, e concluíram que o tamanho ótimo de parcelas é de 10 explantes. Silva et al. (2012a), com a cultura do rabanete em campo, recomendam o tamanho ótimo de parcelas de 63 plantas. Guimarães et al. (2019), com a cultura da Opúncia (cacto), sugeriram o tamanho ótimo de parcelas de 21 plantas. Paranaíba et al. (2009), com as culturas do trigo e mandioca, obtiveram os tamanhos ótimos de parcela de 6 e 7 plantas, respectivamente. González et al. (2018), com batata-doce em campo, recomendam o tamanho ótimo de parcelas de 16 plantas.

Comparando os modelos linear e quadrático segmentado com platô é possível detectar que os valores de coeficiente de determinação ( $R^2$ ) são maiores (melhor ajustado), resultado esperado, uma vez que o modelo quadrático possui mais parâmetros em avaliação; todavia, ao utilizar modelos segmentados um "falso platô" pode ocorrer, uma vez que os tamanhos de parcela simulados não garantem amplitude capaz de atingir um platô (Peixoto et al., 2011).

#### 4.3.2.6 Método da comparação das variâncias (MCV)

**4.3.2.6.1 Ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo** Empregando sucessivos testes de homogeneidade de variâncias foi possível observar que todas as variáveis em estudo apresentaram que as variâncias não diferem estatisticamente entre os tamanhos de parcela, com exceção da variável Acidez, para todos os tamanhos de parcela utilizados. Para a variável Acidez nota-se que os tamanhos de parcela de 100 e 50 não diferem estatisticamente entre si, bem como 50, 25 e 10 e os tamanhos de parcela 25, 10, 6 e 2 (Tabela 12).

**Tabela 12.** Estimativas das variâncias reduzidas ( $V_{(x)}$ ) para uma unidade básica no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo para diferentes tamanhos de parcela em unidades básicas (XUB) para as variáveis em estudo.

Variáveis	XUB					
	100	50	25	10	6	2
	Variâncias reduzidas ( $V_{(x)}$ )					
CF	0,176 a	0,153 a	0,145 a	0,145 a	0,162 a	0,262 a
DF	0,112 a	0,119 a	0,123 a	0,117 a	0,117 a	0,189 a
EC	0,014 a	0,016 a	0,018 a	0,021 a	0,022 a	0,040 a
RS	90,306 a	106,936 a	144,311 a	137,391 a	109,595 a	223,862 a
Brix	0,008 a	0,007 a	0,009 a	0,01 a	0,008 a	0,014 a
Acidez	0,096 a	0,119 ab	0,166 bc	0,233 bc	0,289 c	0,557 c
NF	10,429 a	10,580 a	11,956 a	9,836 a	11,697 a	19,541 a
PM	4,540 a	4,088 a	4,304 a	4,860 a	7,282 a	13,441 a

\*Valores seguidos de mesma letra, numa mesma linha, não diferem entre si pelo teste de Bartlett, a 5% de probabilidade. CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}\text{Bx}$ ); Acidez: ácido cítrico (%); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

Logo, quando não há diferenças estatísticas entre as variâncias, recomenda-se o menor tamanho de parcela, visto que, ao utilizar parcelas maiores os valores não foram significativamente reduzidos. Sendo assim, para todas as variáveis, o tamanho ideal de parcela seria de 2 unidades básicas, com exceção da Acidez. No entanto, analisando melhor a variável Acidez, têm-se que não existe diferença entre 100 e

50 ub, que por sua vez não difere de 25, 10, 6 e 2; conseqüentemente, para a variável Acidez também recomenda-se o tamanho ideal de 2 ub (Tabela 12).

Portanto, para que o tamanho ótimo de parcelas englobe todas as variáveis em estudo seriam necessários 2 ub por parcela.

**4.3.2.6.2 Ensaio de uniformidade com maracujá-roxo** Com exceção da variável Acidez, todas as variáveis do estudo apresentaram variâncias estatisticamente semelhantes para todos os tamanhos de parcelas utilizados, de acordo com resultados dos testes de homogeneidade de variância. Deve-se observar que os tamanhos das parcelas de 50 a 2 ub para a variável Acidez não diferem estatisticamente (Tabela 13)

**Tabela 13.** Estimativas das variâncias reduzidas ( $V_{(x)}$ ) para uma unidade básica no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo para diferentes tamanhos de parcela em unidades básicas (XUB) para as variáveis em estudo.

Variáveis	XUB					
	77	30	15	9	6	2
	Variâncias reduzidas ( $V_{(X)}$ )					
CF	0,371 a	0,397 a	0,326 a	0,201 a	0,188 a	0,311 a
DF	0,261 a	0,289 a	0,309 a	0,323 a	0,297 a	0,520 a
EC	0,027 a	0,036 a	0,036 a	0,045 a	0,049 a	0,079 a
RS	111,51 a	161,58 a	193,94 a	228,08 a	168,15 a	276,15 a
Brix	0,053 a	0,074 a	0,087 a	0,1743 a	0,129 a	0,255 a
Acidez	0,003 a	0,006 b	0,009 b	0,008 b	0,008 b	0,017 b
NF	12,637 a	12,512 a	11,137 a	7,998 a	8,318 a	21,098 a
PM	3,182 a	4,427 a	5,195 a	6,313 a	7,212 a	11,514 a

\*Valores seguidos de mesma letra, numa mesma linha, não diferem entre si pelo teste de Bartlett, a 5% de probabilidade. CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}$ Bx); Acidez: ácido cítrico (%); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

Como a utilização de parcelas maiores não diminuiu significativamente os resultados, o menor tamanho de parcela é recomendado para variáveis cujas variâncias não diferem estatisticamente. Portanto, seriam necessárias duas unidades básicas para cada parcela para as variáveis, com exceção da variável Acidez. Como a variância referente ao tamanho de parcela igual a 77 ub difere estatisticamente das demais e apresenta o menor valor de variância reduzida, tem-se que o tamanho ótimo de parcelas, para esta variável, é de 77 unidades básicas (Tabela 13). Assim sendo, para que o tamanho ótimo de parcelas englobe todas as variáveis em estudo seriam necessários 77 ub por parcela, o que torna inviável que um experimento nas mesmas condições deste trabalho seja realizado.

Ainda que não foram encontrados trabalhos estimando o tamanho ótimo de parcelas por MCV com maracujá, Brioschi Junior et al. (2020) com café arábica, determinaram 4 plantas por parcela, Guimarães et al. (2019) com Opúncia (cacto) determinaram 12 e 96 plantas por parcela e Donato et al. (2008), com a cultura da banana, determinaram o tamanho ótimo de parcelas de 5 plantas.

#### 4.3.2.7 Método de Hatheway (MH)

**4.3.2.7.1 Ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo** Os coeficientes de heterogeneidade calculados, em sua maioria, foram acima de 1 ( $b > 1$ ) (Tabelas 14, 15, 16), indicando alta heterogeneidade do material o que, segundo Thomas (1974), representa baixa correlação ou correlação negativa entre as unidades básicas vizinhas. No entanto, diversos autores, em suas pesquisas, detectaram valores de  $b$  acima

de 1, como Lúcio et al. (2011), Lúcio et al. (2012), Sousa et al. (2016), o que sugere que é comum obter estimativas com essa característica em experimentos em campo.

Foram estimados 720 tamanhos convenientes de parcela diferentes com as combinações de tratamentos ( $i$ ), diferença entre dois tratamentos, em porcentagem da média ( $d$ ), repetições ( $r$ ) e coeficiente de variação ( $CV$ ) para todas as variáveis em estudo.

Explorando as tabelas 14, 15, 16, a fim de encontrar o tamanho conveniente de parcela com a maior precisão ( $d = 10\%$ ), que englobe todas as variáveis, tem-se que os tamanhos variam de 26 a 75 unidades básicas (ub), considerando a variável NF, que apresentou os maiores valores de tamanho conveniente de parcela; caso o pesquisador opte pelo menor tamanho conveniente de parcela, seriam necessários 9 tratamentos e 7 repetições (Tabela 19).

**Tabela 14.** Tamanho ótimo de parcelas em unidades básicas, combinações de  $i$  tratamentos,  $r$  repetições e  $d$  níveis de precisão, para as variáveis: Comprimento dos frutos, Diâmetro dos frutos e Espessura da casca em experimento com maracujá-amarelo.

$d(\%)$	$i = 3$					$i = 6$					$i = 9$				
	$r = 3$	4	5	6	7	$r = 3$	4	5	6	7	$r = 3$	4	5	6	7
Comprimento dos frutos (CF, mm) ( $CV=5,05\%$ ; $b = 1,338$ ; $R^2 = 0,95$ )															
10	2	2	1	1	1	2	1	1	1	1	2	1	1	1	1
11	2	1	1	1	1	2	1	1	1	1	2	1	1	1	1
12	2	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
13	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
14	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
15	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Diâmetro dos frutos (DF, mm) ( $CV=4,36\%$ ; $b = 1,419$ ; $R^2 = 0,98$ )															
10	2	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
11	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
12	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
13	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
14	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
15	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Espessura da casca (EC, mm) ( $CV=15,88\%$ ; $b = 1,050$ ; $R^2 = 0,99$ )															
10	17	11	8	7	6	14	10	8	7	6	13	10	7	7	6
11	14	10	7	6	5	12	9	7	6	5	11	8	7	6	5
12	12	8	6	5	4	10	7	6	5	4	10	7	6	5	4
13	10	7	5	4	4	9	6	5	4	4	8	6	5	4	4
14	9	6	5	4	3	8	6	4	4	3	7	5	4	4	3
15	8	5	4	4	3	7	5	4	3	3	6	5	4	3	3

Segundo a classificação de Pimentel-Gomes (2009), a classificação das faixas de coeficiente de variação são da seguinte maneira: menor que 10 % CV baixo, alta precisão experimental, entre 10 e 20% CV médio, média precisão experimental, entre 20 e 30% alto CV, baixa precisão experimental e, maior que 30% CV muito alto, baixíssima precisão experimental. Logo,  $d=10\%$  possui alta precisão experimental (Cargnelutti Filho et al., 2020), portanto analisando as linhas com essa opção (entre as variáveis) é necessário cautela com números menores de repetição e tratamento, como por exemplo, para a variável EC que nas combinações entre  $i = 3$ ,  $r = 3$  e  $d = 10\%$  observa-se um valor de tamanho conveniente de parcela de 17 ub (Tabela 14). O mesmo se dá para as variáveis RS e Acidez, com 22 ub e 16 ub, respectivamente (Tabela 15) e para as variáveis NF e PM com 75 ub e 13 ub, respectivamente (Tabela 16).

No que diz respeito as variáveis relacionadas ao fruto, como CF, DF e DF, considerando  $d=10\%$ , tem-se que o tamanho conveniente de parcelas variou de 6 ub ( $i = 9$  e  $r = 7$ ) a 17 ub ( $i = 3$  e  $r = 3$ ), considerando a variável EC que estimou os maiores tamanhos de parcela. Agora, considerando um valor

menor para  $d$ , de  $d=15\%$ , tem-se que os tamanhos convenientes de parcela variaram de 3 ub ( $i = 9$  e  $r = 7$ ) a 8 ub ( $i = 3$  e  $r = 3$ ) (Tabela 14).

**Tabela 15.** Tamanho ótimo de parcelas em unidades básicas, combinações de  $i$  tratamentos,  $r$  repetições e  $d$  níveis de precisão, para as variáveis: Rendimento do suco, Brix e Acidez em experimento com maracujá-amarelo.

$d(\%)$	$i = 3$					$i = 6$					$i = 9$				
	$r = 3$	4	5	6	7	$r = 3$	4	5	6	7	$r = 3$	4	5	6	7
Rendimento do suco (RS, mL) ( $CV=19,24\%$ ; $b = 1,083$ ; $R^2 = 0,99$ )															
10	22	15	12	10	8	18	13	11	9	8	17	13	10	9	8
11	19	13	10	8	7	16	11	9	8	7	15	11	9	7	6
12	16	11	8	7	6	13	10	8	7	6	13	9	8	6	6
13	14	9	7	6	5	11	8	7	6	5	11	8	7	6	5
14	12	8	6	5	5	10	7	6	5	4	10	7	6	5	4
15	11	7	5	5	4	9	7	5	4	4	8	6	5	4	4
Sólidos solúveis (Brix, °Bx) ( $CV=6,23\%$ ; $b = 1,180$ ; $R^2 = 0,98$ )															
10	3	2	2	1	2	2	2	1	1	1	2	2	2	1	1
11	2	2	2	1	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	1
12	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	1	1	1	1
13	2	1	1	1	2	1	1	1	1	1	2	1	1	1	1
14	2	1	1	1	2	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
15	2	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Ácido cítrico (Acidez, %) ( $CV=10,25\%$ ; $b = 0,743$ ; $R^2 = 0,98$ )															
10	16	10	7	5	4	13	8	6	5	4	2	8	6	4	4
11	13	7	5	4	3	10	6	5	4	3	9	6	4	4	3
12	10	6	4	3	3	8	5	4	3	2	7	5	4	3	2
13	8	5	3	3	2	7	4	3	2	2	6	4	3	2	2
14	7	4	3	2	2	5	4	3	2	2	5	3	3	2	2
15	6	3	2	2	2	5	3	2	2	2	4	3	2	2	1

Nota-se que o  $CV$  influenciou os tamanhos convenientes de parcela, uma vez que, onde foram obtidos valores maiores de  $CV$  como em EC, RS, Acidez, NF e PM (Tabelas 14, 15, 16) obtiveram também valores maiores de tamanho conveniente de parcela. Já para os valores de repetição percebe-se que quanto maior o número de repetições, menor é o valor do tamanho de parcela em combinação com os tratamentos; corroborando com os resultados encontrados por Sousa et al. (2016) com a cultura do girassol.

Fixando os valores de  $CV$ ,  $i$  e  $r$  e conforme os valores de  $d$  foram aumentando (menor precisão experimental), houve uma queda considerável nos valores de tamanho conveniente de parcela. No entanto, entre tratamentos os tamanhos convenientes de parcela não tiveram diferenças acentuadas, indicando que o tratamento é o que menos influencia nos tamanhos de parcela (Tabelas 14, 15, 16).

No que diz respeito as variáveis relacionadas à polpa, como RS, Brix e Acidez, considerando  $d=10\%$ , tem-se que o tamanho conveniente de parcelas variou de 8 ub ( $i = 9$  e  $r = 7$ ) a 22 ub ( $i = 3$  e  $r = 3$ ), considerando a variável RS que estimou os maiores tamanhos de parcela. Agora, considerando um valor maior para  $d$ , de  $d=15\%$ , tem-se que os tamanhos convenientes de parcela variaram de 4 ub ( $i = 9$  e  $r = 7$ ) a 11 ub ( $i = 3$  e  $r = 3$ ) (Tabela 15).

**Tabela 16.** Tamanho ótimo de parcelas em unidades básicas, combinações de  $i$  tratamentos,  $r$  repetições e  $d$  níveis de precisão, para as variáveis: Número de frutos, Peso total dos frutos e peso médio dos frutos em experimento com maracujá-amarelo.

$d(\%)$	$i = 3$					$i = 6$					$i = 9$				
	$r = 3$	4	5	6	7	$r = 3$	4	5	6	7	$r = 3$	4	5	6	7
Número de frutos (NF) ( $CV=49,8\%$ ; $b = 1, 210$ ; $R^2 = 0, 98$ )															
10	75	54	42	36	31	65	49	40	34	23	62	47	34	33	26
11	64	46	36	30	26	55	42	34	29	25	53	40	33	28	25
12	56	40	32	26	23	48	36	29	25	22	46	35	29	24	21
13	49	35	28	23	20	42	32	26	22	9	40	31	25	21	19
14	43	31	25	21	18	37	28	23	19	17	35	27	22	19	17
15	39	28	22	18	16	33	25	20	17	15	32	24	20	17	15
Peso médio dos frutos (PM, g) ( $CV=14,3\%$ ; $b = 1, 064$ ; $R^2 = 0, 96$ )															
10	3	2	2	1	2	2	2	1	1	1	2	2	2	1	1
11	2	2	2	1	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	1
12	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	1	1	1	1
13	2	1	1	1	2	1	1	1	1	1	2	1	1	1	1
14	2	1	1	1	2	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
15	2	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1

No que diz respeito as variáveis relacionadas a produção, como NF e PM, considerando  $d=10\%$ , tem-se que o tamanho conveniente de parcelas variou de 26 ub ( $i = 9$  e  $r = 7$ ) a 75 ub ( $i = 3$  e  $r = 3$ ), considerando a variável NF que estimou os maiores tamanhos de parcela. Agora, considerando um valor maior para  $d$ , de  $d=15\%$ , tem-se que os os tamanhos convenientes de parcela variaram de 15 ub ( $i = 9$  e  $r = 7$ ) a 39 ub ( $i = 3$  e  $r = 3$ ) (Tabela 16).

O tamanho ótimo encontrado pelos modelos de máxima curvatura (MC), máxima curvatura modificado (MCM), modelo linear segmentado com platô (MLP), é na média entre eles de 10 ub, enquanto que no modelo quadrático segmentado com platô (MQP) é de 14 ub. Explorando as tabelas a fim de encontrar esses mesmos tamanhos de parcela (que englobe todas as variáveis) tem-se que seria necessário um valor de  $d$  de no mínimo 15%,  $i = 9$  e  $r = 7$  uma vez que o menor valor encontrado para a variável NF é 15 ub (variável que possui os maiores valores de tamanho conveniente de parcela encontrados), ou seja, aumentando o valor de  $d$  até encontrar o tamanho conveniente de parcela de 10 ub (ou tamanhos de parcela menores) significa perder em precisão experimental; no entanto, encontraríamos valores menores de  $i$  e  $d$  e, assim seria necessário uma área experimental menor.

Isso torna viável determinar que, para este trabalho, o valor conveniente do tamanho da parcela aumenta com o nível de precisão utilizado, segundo o método de Hatheway (1961). Valores baixos de  $d$ , que produzem experimentos mais precisos, seriam, portanto, mais difíceis de localizar na prática porque exigem tamanhos de parcela maiores, bem como áreas experimentais maiores.

Quando não for possível realizar muitas avaliações, seria vantajoso utilizar parcelas maiores e com menos repetições quando houver espaço suficiente para o experimento. Isso porque é fundamental julgar que um maior número de repetições exigirá um maior número de avaliações. Portanto, é responsabilidade do pesquisador avaliar a área experimental para selecionar a combinação ideal de  $d$ ,  $i$  e  $r$  (Cargnelutti Filho et al., 2020).

**4.3.2.7.2 Ensaio de uniformidade com maracujá-roxo** Com as combinações entre tratamentos ( $i$ ), diferença entre dois tratamentos, em porcentagem da média ( $d$ ), repetições ( $r$ ) e coeficiente de variação (CV) estimou-se 720 tamanhos convenientes de parcela diferentes considerando todas as variáveis: comprimento dos frutos (CF), diâmetro dos frutos (DF), espessura da casca (EC), rendimento do suco

(RS), teor de sólidos solúveis (Brix), ácido cítrico (Acidez), número de frutos (NF) e peso médio dos frutos (PM).

Os coeficientes de heterogeneidade estimados (Tabelas 17, 18, 19), com exceção da variável Acidez, foram todos maiores que 1 ( $b > 1$ ), sugerindo que há correlação negativa ou pouca correlação entre parcelas adjacentes (Thomas, 1974). O aumento do tamanho da parcela é recomendado quando o coeficiente de heterogeneidade é maior que 0,7 ( $b > 0,7$ ), o aumento do número de repetições é recomendado quando valor para o coeficiente de heterogeneidade é menor que 0,2 ( $b < 0,2$ ), quando o coeficiente de heterogeneidade varia de 0,2 a 0,7 ( $0,2 < b < 0,7$ ) o adequado é averiguar com cuidado a melhor combinação entre número de repetições e tamanho de parcela (Lin e Binns, 1986). A utilização de parcelas maiores deve, portanto, ser priorizada nos ensaios de maracujá roxo, dados os altos valores de  $b$ .

De acordo com Pimentel-Gomes (2009), em seus estudos, os coeficientes de variação ( $CV$ ) são classificados nas faixas: abaixo de 10% como baixo, entre 10% e 20% como médio, entre 20% e 30% como alto e acima de 30% como muito alto. Considerando essas faixas como comparação, o coeficiente de variação das variáveis CF e DF são classificados como baixos, estando abaixo de 10% (Tabela 17), já as variáveis RS, Brix, Acidez e PM são classificados como  $CV$ 's médios estando na faixa de 10 a 20% (Tabela 18 e 19), a variável EC é classificada como  $CV$  alto estando na faixa de 20 a 30% (Tabela 17) e a variável NF como  $CV$  muito alto estando acima dos 30% (Tabela 19).

Nota-se que o coeficiente de variação ( $CV$ ) influenciou os tamanhos convenientes de parcela, uma vez que, onde foram obtidos valores maiores de  $CV$  como em EC, RS, Brix, Acidez e NF (Tabelas 17, 18, 19) obtiveram também valores maiores de tamanho conveniente de parcela. Já para os valores de repetição, têm-se que quanto maior o número de repetições, menor é o valor do tamanho de parcela em combinação com os tratamentos; a mesma característica é encontrada em Cargnelutti Filho et al. (2020), sustentando a informação de que aumentando o número de repetições pode-se obter uma melhoria em precisão experimental (Storck et al., 2014).

Observando as variáveis do fruto (comprimento, diâmetro e espessura da casca) têm-se que para  $d=10\%$  os valores de tamanho conveniente de parcela variaram de 5 unidades básicas (ub) ( $i = 9$  e  $r = 7$ ) a 12 ub ( $i = 3$  e  $r = 3$ ), considerando a variável espessura da casca, que obteve os maiores valores. Com isso, considerando-se menor precisão ( $d=15\%$ ), para as variáveis do fruto têm-se que os valores de tamanho conveniente de parcela variaram de 3 ub ( $i = 3$  e  $r = 7$ ,  $i = 6$  e  $r = 7$ ,  $i = 9$  e  $r = 7$ ) a 7 ub ( $i = 3$  e  $r = 3$ ), considerando a variável espessura da casca, que obteve os maiores valores (Tabela 17)

**Tabela 17.** Tamanho ótimo de parcelas em unidades básicas, combinações de  $i$  tratamentos,  $r$  repetições e  $d$  níveis de precisão, para as variáveis: Comprimento dos frutos, Diâmetro dos frutos e Espessura da casca em experimento com maracujá-roxo.

$d(\%)$	$i = 3$					$i = 6$					$i = 9$				
	$r = 3$	4	5	6	7	$r = 3$	4	5	6	7	$r = 3$	4	5	6	7
Comprimento dos frutos (CF, mm) ( $CV=6,85\%$ ; $b = 1,733$ ; $R^2 = 0,95$ )															
10	2	2	2	1	1	2	2	1	1	1	2	2	1	1	1
11	2	2	1	1	1	2	1	1	1	1	2	1	1	1	1
12	2	1	1	1	1	2	1	1	1	1	2	1	1	1	1
13	2	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
14	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
15	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Diâmetro dos frutos (DF, mm) ( $CV=6,43\%$ ; $b = 1,346$ ; $R^2 = 0,96$ )															
10	2	2	1	1	1	2	2	1	1	1	2	2	1	1	1
11	2	2	1	1	1	2	1	1	1	1	2	1	1	1	1
12	2	1	1	1	1	2	1	1	1	1	2	1	1	1	1
13	2	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
14	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
15	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Espessura da casca (EC, mm) ( $CV=23,78\%$ ; $b = 1,529$ ; $R^2 = 0,76$ )															
10	12	9	7	6	6	10	8	7	6	6	10	8	7	6	5
11	10	8	7	6	5	9	7	6	5	5	9	7	6	5	5
12	9	7	6	5	5	8	6	6	5	4	8	6	5	5	4
13	8	6	5	5	4	7	6	5	4	4	7	6	5	4	4
14	8	6	5	4	4	7	5	5	4	4	6	5	4	4	4
15	7	5	4	4	3	6	5	4	4	3	6	5	4	4	3

Sabe-se que  $d = 10\%$  garante alta precisão em um experimento, segundo classificação de Pimentel-Gomes (2009), logo estudando essa opção nos resultados obtidos (para todas as variáveis em estudo), têm-se que as primeiras combinações, ou seja, menores valores de repetição e tratamento ( $r = 3$  e  $i = 3$ ) apresentaram maiores valores de tamanhos convenientes de parcela em algumas variáveis, como: RS com 16 unidades básicas (ub), Acidez com 34 ub (Tabela 18) e NF com 29 ub (Tabela19); no entanto, nas demais variáveis têm-se valores mais razoáveis que condizem melhor com a realidade de um experimento conduzido em campo com o maracujá, tais valores possuem tamanho conveniente de 4 a 6 unidades básicas por parcela (Tabelas 18 e 19).

Para as variáveis da polpa (rendimento do suco, Brix e Acidez) para  $d=10\%$  os valores de tamanho conveniente de parcela variaram de 8 ub ( $i = 6$  e  $r = 7$ ,  $i = 9$  e  $r = 7$ ) a 34 ub ( $i = 3$  e  $r = 3$ ), considerando a variável Acidez, que obteve os maiores valores. Considerando  $d=15\%$ , para as variáveis da polpa os valores de tamanho conveniente de parcela variaram de 3 ub ( $i = 3$  e  $r = 7$ ,  $i = 6$  e  $r = 7$ ,  $i = 9$  e  $r = 7$ ) a 13 ub ( $i = 3$  e  $r = 3$ ), considerando a variável Acidez, que obteve os maiores valores (Tabela 18).

**Tabela 18.** Tamanho ótimo de parcelas em unidades básicas, combinações de  $i$  tratamentos,  $r$  repetições e  $d$  níveis de precisão, para as variáveis: Rendimento do suco, Brix e Acidez em experimento com maracujá-roxo.

$d(\%)$	$i = 3$					$i = 6$					$i = 9$				
	$r = 3$	4	5	6	7	$r = 3$	4	5	6	7	$r = 3$	4	5	6	7
Rendimento do suco (RS, mL) ( $CV=19,42\%$ ; $b = 1,200$ ; $R^2 = 0,86$ )															
10	16	12	9	8	7	14	10	8	7	6	13	10	8	7	6
11	14	10	8	6	6	12	9	7	6	5	11	9	7	6	5
12	12	9	7	6	5	10	8	6	5	5	10	7	6	5	5
13	11	7	6	5	4	9	7	5	5	4	9	7	5	5	4
14	9	7	5	4	4	8	6	5	4	4	8	6	5	4	4
15	8	6	5	4	3	7	5	4	4	3	7	5	4	4	3
Sólidos solúveis (Brix, °Bx) ( $CV=14,96\%$ ; $b = 1,117$ ; $R^2 = 0,98$ )															
10	13	9	7	6	6	11	8	6	5	5	10	8	6	5	4
11	11	7	6	5	4	9	7	5	4	4	8	6	5	4	4
12	9	6	5	4	3	8	6	5	4	3	7	5	4	4	3
13	8	5	4	3	3	7	5	4	3	3	6	5	4	3	3
14	7	5	4	3	3	6	4	3	3	2	6	4	3	3	2
15	6	4	3	3	2	5	4	3	3	2	5	4	3	2	2
Ácido cítrico (Acidez, %) ( $CV=15,22\%$ ; $b = 0,809$ ; $R^2 = 0,98$ )															
10	34	20	14	11	9	27	18	13	10	8	25	17	12	10	8
11	27	16	11	9	7	21	14	10	8	7	20	13	10	8	6
12	22	13	9	7	6	17	11	8	6	5	16	11	8	6	5
13	18	11	8	6	5	14	9	7	5	4	13	9	7	5	4
14	15	9	6	5	4	12	8	6	4	4	11	7	5	4	4
15	13	8	5	4	3	10	6	5	4	3	9	6	5	4	3

Para as variáveis de produção (número de frutos e peso médio dos frutos), para  $d=10\%$ , os valores de tamanho conveniente de parcela variaram de 12 ( $i = 9$  e  $r = 7$ ) a 29 ub ( $i = 3$  e  $r = 3$ ), considerando a variável número de frutos, que obteve os maiores valores. Considerando  $d=15\%$ , para as variáveis de produção, os valores de tamanho conveniente de parcela variaram de 7 ( $i = 3$  e  $r = 7$ ,  $i = 6$  e  $r = 7$ ,  $i = 9$  e  $r = 7$ ) a 16 ub ( $i = 3$  e  $r = 3$ ), considerando a variável número de frutos, que obteve os maiores valores (Tabela 19).

Observando os valores de  $d$  e tamanhos convenientes de parcela, tendo como fixos os valores de  $CV$ ,  $i$  e  $r$ , nota-se que conforme se diminui a precisão (aumenta-se valores de  $d$ ) os valores de tamanho conveniente de parcela diminuem; o que sugere ao pesquisador, para o conjunto de dados em estudo, que ao buscar um número menor de unidades básicas por parcela, perde-se em precisão (Tabelas 17, 18, 19).

Explorando as tabelas 17, 18, 19, a fim de encontrar o tamanho conveniente de parcela com a maior precisão ( $d = 10\%$ ) (que englobe todas as variáveis) tem-se que os tamanhos variam de 8 a 34 unidades básicas (ub), considerando a variável Acidez, que apresentou os maiores valores de tamanho conveniente de parcela; caso o pesquisador opte pelo menor tamanho conveniente de parcela, seriam necessários 9 tratamentos e 7 repetições (Tabela 18).



**Tabela 19.** Tamanho ótimo de parcelas em unidades básicas, combinações de  $i$  tratamentos,  $r$  repetições e  $d$  níveis de precisão, para as variáveis: Número de frutos, Peso total dos frutos e Peso médio dos frutos em experimento com maracujá-roxo.

$d(\%)$	$i = 3$					$i = 6$					$i = 9$				
	$r = 3$	4	5	6	7	$r = 3$	4	5	6	7	$r = 3$	4	5	6	7
Número de frutos (NF) ( $CV=37,91\%$ ; $b = 1,396$ ; $R^2 = 0,97$ )															
10	29	21	17	15	13	25	20	16	14	13	24	19	16	13	12
11	25	19	15	13	11	22	17	14	12	11	21	17	14	12	11
12	22	16	13	11	10	19	15	13	11	10	18	15	12	11	10
13	20	15	12	10	9	17	13	11	10	9	16	13	11	10	9
14	18	13	11	9	8	15	12	10	9	8	15	9	8	7	6
15	16	12	10	8	7	14	11	9	8	7	13	11	9	8	7
Peso médio dos frutos (PM, g) ( $CV=11,8\%$ ; $b = 1,143$ ; $R^2 = 0,93$ )															
10	8	5	4	4	3	7	5	4	3	3	6	5	4	3	3
11	7	5	4	3	3	6	4	3	3	2	5	4	3	3	2
12	6	4	3	3	2	5	4	3	2	2	5	3	3	2	2
13	5	3	3	2	2	4	3	3	2	2	4	3	2	2	2
14	4	3	2	2	2	4	3	2	2	2	4	3	2	2	2
15	4	3	2	2	2	3	2	2	2	1	3	2	2	2	1

No entanto, com um valor de  $d = 15\%$ , encontraríamos valores de tamanho conveniente de parcela menores como 4 ub ( $i = 3$  e  $r = 6$ , ou  $i = 6$  e  $r = 6$ , ou ainda,  $i = 9$  e  $r = 6$ ) e 5 ub ( $i = 3$  e  $r = 5$ , ou  $i = 6$  e  $r = 5$ , ou ainda,  $i = 9$  e  $r = 5$ ), considerando a variável Acidez, que obteve os maiores valores, de modo geral (Tabela 18); porém, é possível encontrar valores ainda menores de tamanho de parcela entre as combinações. Em geral, para o maracujá-roxo têm-se boas opções de tamanho conveniente de parcela, visto que  $d=10\%$  e  $15\%$  garantem alta e média precisão experimental, respectivamente.

Isso permite avaliar que pelo método de Hatheway (1961), para este trabalho, quanto maior precisão se deseja, maior será o valor de tamanho conveniente de parcela. Por consequência, baixos valores de  $d$ , que geram maior precisão experimental, seriam mais difíceis de encontrar na prática, pois determinam tamanhos maiores de parcela e seriam necessárias áreas experimentais maiores.

Ressalta-se a importância de se julgar que um número maior de repetições vai exigir um número maior de avaliações; logo, em caso contrário (quando não é possível realizar muitas avaliações), seria benéfico utilizar parcelas maiores com menor número de repetições, quando houver espaço suficiente para o experimento. Portanto, fica o pesquisador responsável por avaliar a área experimental, a fim de escolher a melhor opção entre as combinações de  $d, i$  e  $r$  (Cargnelutti Filho et al., 2022).

Os resultados obtidos neste estudo são usados para estabelecer o tamanho conveniente da parcela, bem como o número de repetições para experimentos com variáveis do fruto, polpa e de produção (utilizadas neste experimento). Aconselha-se a utilização de parcelas de quatro a seis plantas como orientação na organização de estudos com maracujá (Lima et al., 2006; Gontijo, 2019). A utilidade prática do campo e a estabilização da precisão nessa escala também corroboram essa afirmação. Esses tamanhos de parcela estão entre os utilizados por Sousa Vaz et al. (2022) e Rosa et al. (2020). No entanto, as espécies utilizadas neste estudo possuem maior variabilidade, logo tamanhos ótimos de parcela maiores podem ocorrer.

#### 4.3.2.8 Comparação entre os métodos

O método da máxima curvatura modificado (MCM), segundo Paludo et al. (2015), estima tamanhos de parcela menores do que os demais métodos, no entanto, com um  $R^2$  maior, como os obtidos neste estudo tanto com maracujá-amarelo quanto com maracujá-roxo. De acordo com Facco et al. (2018), este método também permite a estimativa de tamanhos de parcela intermediários em contraste com tamanhos de parcela pré-determinados, como o método da comparação de variâncias.

O método da curvatura máxima da função  $CV_x$  modificado (MCCV) mostrou-se adequado para determinar o tamanho ótimo de parcela, com bom ajuste, em que os valores estimados para tamanho ótimo de parcela são similares aos estimados pelo método MCM, considerando as duas espécies estudadas. Já o método da curvatura máxima da função  $V_x$  modificado, apesar de bem ajustado, superestimou o tamanho ótimo de parcela para algumas variáveis, para as duas espécies estudadas.

O método do modelo linear segmentado com platô (MLP) foi considerado com bom ajuste, no entanto, apresentou valores de  $R^2$  menores, que os métodos MCM e MCCV, ainda, estimou tamanhos ótimos de parcela maiores que os métodos mencionados anteriormente. Tais resultados corroboram com os resultados obtidos por Guimarães et al. (2019), Brioschi Junior et al. (2020) e Cargnelutti Filho et al. (2022) onde também obtiveram tamanhos ótimos pelo método MLP maiores que os encontrados no método MCM. O método do modelo quadrático segmentado com platô (MQP) foi considerado com bom ajuste, também com valores de  $R^2$  menores que os dos métodos MCM e MCCV, onde foram estimados tamanhos ótimo de parcela maiores que os métodos anteriormente citados e ainda, maior que os estimados pelo método MLP; resultados também obtidos por Cargnelutti Filho et al. (2022), Cargnelutti Filho et al. (2023b) e Cargnelutti Filho et al. (2023a) onde também obtiveram tamanhos ótimos pelo método MQP maiores que os encontrados no método MCM e MLP. Todavia, o método MQP foi considerado melhor, comparado ao MLP, para estimar o tamanho ótimo de parcelas com espécies de maracujá, uma vez que, em média, apresentaram valores de  $R^2$  maiores que os obtidos em MLP.

Uma relação inversamente proporcional entre variâncias reduzidas e tamanho da parcela em unidades básicas é vista quando se usa o método de comparação de variâncias (MCV), uma vez que as variâncias tem a tendência de diminuir quando se aumenta o tamanho da parcela. Alguns autores já descreveram essa relação, como Vallejo e Mendoza (1992), Donato et al. (2008) e Brioschi Junior et al. (2020).

Pelo método de Hatheway (MH), os tamanhos das parcelas foram calculados em função da diferença real entre duas médias de tratamento (%). Devido à singularidade do método, diferenças na resposta ao efeito do tratamento só podem ser observadas uma vez que a diferença real observável seja maior ou igual ao coeficiente de variação ( $CV$ ) da variável mensurada (Donato et al., 2018). Ainda, a abordagem de Hatheway, de modo geral, produz tamanhos de parcela muito pequenos ou muito grandes, como os obtidos neste estudo tanto para maracujá-amarelo quanto para o maracujá-roxo, o que impossibilita o uso prático de determinados tamanhos de parcelas, de acordo com Sousa et al. (2016) e Donato et al. (2018). O método MH também possibilita a escolha da parcela experimental com base no aproveitamento da área experimental (Guimarães et al., 2019).

Assim sendo, tem-se que os métodos máxima curvatura modificado e curvatura máxima da função  $CV_x$  modificado apresentaram os modelos de regressão com melhores ajustes, onde o coeficiente de determinação ( $R^2$ ) variou de 93% a 98% para o maracujá-amarelo e de 85% a 98% para o maracujá-roxo em ambos os métodos (Tabelas 4, 5, 6 e 7).

#### 4.4 Conclusões

Em experimentos com as espécies *Passiflora edulis* Sims (maracujá-amarelo) e *Passiflora edulis* f. *edulis* (maracujá-roxo) os tamanhos ótimos de parcelas variaram de acordo com cada método.

O método da curvatura máxima da função  $CV_x$  modificado se mostrou adequado para estimar o tamanho ótimo de parcelas em experimentos com maracujá-amarelo e roxo.

Recomenda-se utilizar o tamanho ótimo de parcelas de 4 plantas por parcela para as variáveis relacionadas ao fruto (comprimento do fruto, diâmetro do fruto e espessura da casca), de 5 plantas por parcela para as variáveis relacionadas à polpa (rendimento do suco, Brix e Acidez) e para as variáveis de produção (número de frutos e peso médio dos frutos) sugere-se o tamanho ótimo de 9 plantas por parcela,

para o maracujá-amarelo. Já para o maracujá-roxo, recomenda-se utilizar o tamanho ótimo de parcelas de 6 plantas por parcela para as variáveis relacionadas ao fruto, 5 plantas por parcela para as variáveis relacionadas à polpa e 7 plantas por parcela para as variáveis de produção; levando-se em consideração o número de unidades que satisfizes todas as variáveis em cada método.

## Referências

- Bakke, O. A. (1988). *Tamanho e forma ótimos de parcelas em delineamentos experimentais*. PhD thesis, Universidade de São Paulo.
- Bermeo Escobar, L. P. (2021). Evaluación de la influencia del grado de madurez de la gulupa (*passiflora edulis sims*) sobre la aceptación sensorial en productos alimenticios. *Enfoque UTE*, 12(1):29–43.
- Brioschi Junior, D., Guarçoni, R. C., , Alixandre, F. T., Pereira, L. L., de Sousa, D. G., Marcate, J. P. P., Favarato, L. F., de Sousa, L. H. B. P., Fornazier, M. J., e Filete, C. A. (2020). Tamanho ótimo de parcela experimental para avaliar características físico-químicas de café arábica. *Revista Ifes Ciência*, 6(3):3–11.
- Cargnelutti Filho, A., Bubans, V. E., Somavilla, F. M., Costa, S. L. d., Dumke, G. E., e Osmari, L. F. (2023a). Optimal plot size in wheat with comparison of three methods. *Revista Ciência Agronômica*, 54:e20218267.
- Cargnelutti Filho, A., Mario Márcio Neu, I., Severo Trivisiol, V., Fillipin Osmari, L., e Morena Ortiz, V. (2022). Optimal plot size in single or intercropping sorghum and showy rattlebox. *Brazilian Journal of Agricultural Sciences/Revista Brasileira de Ciências Agrárias*, 17(3).
- Cargnelutti Filho, A., Neu, I. M. M., Souza, J. M. d., Pezzini, R. V., Dumke, G. E., e Somavilla, F. M. (2020). Plot size, number of treatments and replicates and experimental precision in buckwheat. *Revista Caatinga*, 33(4):1131–1139.
- Cargnelutti Filho, A., Silveira, D. L., Bubans, V. E., Loro, M. V., Somavilla, F. M., e Ortiz, V. M. (2023b). Tamanho ótimo de parcela em aveia branca com comparação de três métodos. *Semina: Ciências Agrárias*, 44(1):171–184.
- Cochran, W. e Cox, G. M. (1957). *Experimental designs*. Jhon Wiley.
- Comex Stat (2022). Governo Federal, Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços.
- Donato, S. L. R., Silva, J. A. d., Guimarães, B. V. C., e Silva, S. d. O. (2018). Experimental planning for the evaluation of phenotypic descriptors in banana. *Revista Brasileira de Fruticultura*, 40.
- Donato, S. L. R., Siqueira, D. L. d., Silva, S. d. O., Cecon, P. R., Silva, J. A. d., e Salomão, L. C. C. (2008). Estimativas de tamanho de parcelas para avaliação de descritores fenotípicos em bananeira. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, 43:957–969.
- Facco, G., Cargnelutti Filho, A., Lavezo, A., Schabarum, D. E., Chaves, G. G., e Silveira, D. L. (2018). Basic experimental unit and plot sizes for fresh matter of sunn hemp. *Ciência Rural*, 48.
- Faleiro, F., Junqueira, N., Costa, A., de Jesus, O., e Machado, C. d. F. (2017a). Maracujá. *Embrapa Mandioca e Fruticultura-Livro técnico (INFOTECA-E)*.
- Faleiro, F., Oliveira, J. d. S., e Junqueira, N. (2019). Banco ativo de germoplasma de passiflora 'flor da paixão': aspectos históricos e a importância da conservação e caracterização de recursos genéticos. *Embrapa Cerrados-Capítulo em livro técnico (INFOTECA-E)*.

- Faria, G. A., Lopes, B. G., Peixoto, A. P. B., Ferreira, A. F. A., Maltoni, K. L., e Pigari, L. B. (2020b). Experimental plot size of passion fruit. *Revista Brasileira de Fruticultura*, 42(1).
- Federer, W. T. (1963). *Experimental design, theory and application*. New Yorker: Mcmillan, 2 edition.
- Ferreira, P. V. (2018). *Estatística Experimental Aplicada às Ciências Agrárias*. 1 edition. 588 p.
- Gontijo, G. M. (2019). Cultivo do maracujá.
- González, G. G. H., Cardozo, N. S., Moreira, J. M., Nacimiento, A., Melo, A. F., e Pelegrino, D. (2019). Dimensionamento da parcela experimental em experimento com rabanete. *PUBVET*, 13:176.
- González, G. G. H., Morais, A. R. d., Caballero Mendoza, C. A., Bortolini, J., e Rodrigues Liska, G. (2018). Estimación del tamaño óptimo de parcela en experimentación con batata dulce. *Agrociencia Uruguay*, 22(2):7–12.
- Guarçoni, R. C., Alixandre, F. T., Sousa, D. G., Pereira, L. L., Brioschi Junior, D., de Sousa, L. H. B. P., Favarato, L. F., e Marcate, J. P. P. (2020). Plot size for evaluation of agronomic and sensorial characteristics of arabica coffee. *Brazilian Journal of Biometrics*, 38(1):57–68.
- Guarçoni, R. C., de Souza, J. L., Favarato, L. F., da Penha Angeletti, M., e Bahiense, D. V. (2017). Determinação do tamanho ótimo de parcela experimental para experimentos com repolho utilizando simulação e métodos de estimação.
- Guimarães, B. V. C., Donato, S. L. R., Aspiazú, I., Azevedo, A. M., e de Carvalho, A. J. (2019). Methods for estimating optimum plot size for ‘gigante’ cactus pear. *Journal of Agricultural Science*.
- Hatheway, W. H. (1961). Convenient plot size 1. *Agronomy Journal*, 53(4):279–280.
- Hatheway, W. H. e Williams, E. J. (1958). Efficient estimation of the relationship between plot size and the variability of crop yields. *Biometrics*, 14:207–222.
- Jesus, O. N., Girardi, E. A., Lima, L. K. S., Sampaio, S. R., dos Santos, I. S., de Jesus, C. A. S., e Rosa, R. C. C. (2018). Produção de mudas de maracujazeiro amarelo pelo método de estaquia.
- Jesus Ambrosio, T., Morais, G. S., Carrafa, M. P., Ribeiro, G. C., Schmildt, O., dos Santos Bonelá, É., Arantes, S. D., e Schmildt, E. R. (2022). Determinação do tamanho ótimo de parcelas em experimentos com mudas de mamoeiro thb. *Brazilian Journal of Development*, 8(12):79346–79356.
- Le Clerg, E. L. (1966). *Plant breeding. A symposium held at Iowa state University*, chapter Significance of experimental design in plant breeding, pages 243–313. Iowa State University press, Ames.
- Leonardo, F. d. A. P., Pereira, W. E., Silva, S. d. M., Araújo, R. d. C., e Mendonça, R. M. N. (2014). Tamanho ótimo da parcela experimental de abacaxizeiro ‘vitória’. *Revista Brasileira de Fruticultura*, 36:909–916.
- Lima, A. A., Noronha, A. d. S., Borges, A., Cardoso, C., Ritzinger, C., Barbosa, C. d. J., Santos Filho, H., Fancelli, M., da Cunha, M., e Sanches, N. (2006). *A cultura do maracujá*. Brasília, DF: Embrapa Informação Tecnológica; Cruz das Almas: Embrapa ....
- Lima, J. F. d., Peixoto, C. P., Ledo, C. A. d. S., e Faria, G. A. (2007). Tamanho ótimo de parcela para experimentos com plantas de mamoeiro em casa de vegetação. *Ciência e Agrotecnologia*, 31:1411–1415.
- Lin, C. S. e Binns, M. R. (1986). Relative efficiency of two randomized block designs having different plot sizes and numbers of replications and of plots per block 1. *Agronomy Journal*, 78(3):531–534.

- Lúcio, A. D., Haesbaert, F. M., Santos, D., e Benz, V. (2011). Estimativa do tamanho de parcela para experimentos com alface. *Horticultura Brasileira*, 29(4):510–515.
- Lúcio, A. D., Haesbaert, F. M., Santos, D., Schwertner, D. V., e Brunes, R. R. (2012). Tamanhos de amostra e de parcela para variáveis de crescimento e produtivas de tomateiro. *Horticultura Brasileira*, 30(4):660–668.
- Meier, V. D. e Lessman, K. J. (1971). Estimation of optimum field plot shape and size for testing yield in crambe abyssinica hochst.1. *Crop Science*, 11(5):648.
- Paludo, A. L., Lopes, S. J., Brum, B., Storck, L., dos Santos, D., e Haesbaert, F. M. (2015). Tamanho de parcela e número de repetições para mamoneira em diferentes espaçamentos entre plantas. *Revista Caatinga*, 28(4):253–258.
- Paranaíba, P., Morais, A. d., e Ferreira, D. (2009). Tamanho ótimo de parcelas experimentais: comparação de métodos em experimentos de trigo e mandioca. *Revista Brasileira de Biometria*, 27(1):81–90.
- Paranaíba, P. F., Ferreira, D. F., e de Morais, A. R. (2009). Tamanho ótimo de parcelas experimentais: proposição de métodos de estimação. *Revista Brasileira de Biometria*, 27(2):255–268.
- Peixoto, A. P. B. (2013). *Análise da dinâmica do potássio e nitrato em colunas de solo não saturado por meio de modelos não lineares e multiresposta*. PhD thesis, Universidade de São Paulo.
- Peixoto, A. P. B., Faria, G. A., e de Morais, A. R. (2011). Modelos de regressão com platô na estimativa do tamanho de parcelas em experimento de conservação in vitro de maracujazeiro. *Ciência Rural*, 41(11):1907–1913.
- Pimentel-Gomes, F. (2009). *Curso de Estatística Experimental*. 15 edition. 451 p.
- R Core Team (2020). R: A language and environment for statistical computing. r foundation for statistical computing. Vienna, Austria.
- Ramaiya, S. D., Bujang, J. S., Zakaria, M. H., e Shahirah, N. (2020). Floral behaviour, flowering phenology and fruit production of passion fruit (passiflora species) in east malaysia. *J Agric Food Dev*, 6:1–9.
- Ramalho, M., Ferreira, D., e Oliveira, A. (2012a). Experimentation in genetics and plant breeding= experimentação em genética e melhoramento de plantas. *Lavras: UFLA*.
- Rosa, S., Nascimento, D., Silva, M. F., e Damasceno, H. (2020). Desempenho agrônômico de cultivares de maracujá (passiflora edulis sims f. flavicarpa) nas condições ambientais de colorado do oeste, rondônia. *Enciclopedia Biosfera*, 17(32).
- SIDRA - IBGE (2022). Sistema de recuperação automática. rio de janeiro.
- Silva, G. e Souza, M. (2020b). Origin of the cultivated passion fruit *passiflora edulis* f. *flavicarpa* and genomic relationships among species of the subgenera *decaloba* and *passiflora*. *Plant Biology*, 22(3):533–540.
- Silva, L. F. d. O. d., Campos, K. A., Morais, A. R. d., Cogo, F. D., e Zambon, C. R. (2012a). Tamanho ótimo de parcela para experimentos com rabanetes. *Revista Ceres*, 59:624–629.
- Silva, M. d. S. d., Silva, S. d. O., Donato, S. L. R., Ledo, C. A. d. S., Sampaio Filho, O. M., Silva, G. d. M. A., e Conceição, A. L. d. S. (2019b). Optimal experimental plot size for papaya cultivation. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, 54.

- Smith, H. F. (1938). An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. *The Journal of Agricultural Science*, 28(1):1–23.
- Sousa, R. P. d., Silva, P. S. L. e., e Assis, J. P. d. (2016). Size and shape of plots for experiments with the sunflower. *Revista Ciência Agronômica*, 47.
- Sousa Vaz, A. F., Martelleto, L. A. P., de Sousa Antunes, L. F., Rosa, R. C. C., de Andrade, G. S., e de Carvalho, D. F. (2022). Desempenho produtivo e qualidade dos frutos do maracujazeiro cultivado em manejo orgânico sob mulching e sistema automatizado de irrigação. *Research, Society and Development*, 11(10):e166111032430–e166111032430.
- Steel, R., Torrie, J., e Dicky, D. (1997). *Principles and procedures of statistics*. McGraw Hill Book Co.
- Storck, L., Lúcio, A. D., Krause, W., Araújo, D. V. d., e Silva, C. A. (2014). Scaling the number of plants per plot and number of plots per genotype of yellow passion fruit plants. *Acta Scientiarum. Agronomy*, 36(1):73–78.
- Thomas, E. J. (1974). Relationship between plot size and plot variance. *Agricultural Research Journal of Kerala*, 12(2):178–189.
- Vallejo, R. L. e Mendoza, H. A. (1992). Plot technique studies on sweetpotato yield trials. *Journal of the American Society for Horticultural Science*, 117(3):508–511.



## 5 USO DE MEDIDAS DE NÃO LINEARIDADE NA VALIDAÇÃO DE MODELOS PARA ESTIMAÇÃO DO TAMANHO ÓTIMO DE PARCELA COM MARACUJÁ

### Resumo

O maracujá-amarelo se destaca pelo rendimento industrial, utilizado em sucos integrais, iogurtes, entre outros. O maracujá-roxo é originário do Brasil, no entanto é altamente cultivado na Colômbia, onde é conhecido por gulupa; o fruto possui menor acidez em comparação a outras espécies, com isso tem maior preferência no consumo da fruta *in natura*. As espécies mais plantadas de maracujá, no Brasil, são *Passiflora edulis* Sims f. *edulis* e *Passiflora edulis* Sims e são hoje consideradas a mesma espécie genética e morfológica, por alguns autores. Assim sendo, sugere-se que a identificação das demais espécies seja realizada com base na *P. edulis* Sims. Muitos modelos da literatura são não lineares e são fortemente influenciados pela não linearidade do modelo. Para estudar a não linearidade e seus efeitos, alguns autores propuseram métodos para estimação desses efeitos, bem como analisar a validade das inferências. O trabalho teve por objetivo avaliar os modelos utilizados para determinar o tamanho ótimo de parcelas quanto a não linearidade por meio da curvatura de Bates e Watts e vício de Box. Os dados são provenientes de dois ensaios em branco com duas espécies de maracujá: maracujá-amarelo e maracujá-roxo. As medidas de linearidade utilizadas demonstraram que os modelos  $CV_x = a/X^b$ ,  $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{x^b})$  e  $VU_x = V_1/X^b$  têm comportamento próximo ao linear, sendo adequados para se determinar o tamanho ótimo de parcelas por meio de não linearização, tanto para maracujá-amarelo quanto maracujá-roxo.

**Palavras-chave:** *Passiflora edulis* Sims f. *edulis*; *Passiflora edulis* Sims; curvatura de Bates e Watts; vício de Box.

### Abstract

The yellow passion fruit stands out for its industrial performance, used in whole juices, and yogurts, among others. The purple passion fruit originates from Brazil, however, it is highly cultivated in Colombia, where it is known as gulupa; the fruit has less acidity compared to other species, therefore it has a greater preference in the consumption of *in natura* fruit. The most planted species of passion fruit in Brazil are *Passiflora edulis* Sims f. *edulis* and *Passiflora edulis* Sims and are now considered the same genetic and morphological species by some authors. Therefore, it is suggested that the identification of other species be carried out based on *P. edulis* Sims. Many models in the literature are nonlinear and are strongly influenced by the nonlinearity of the model. To study non-linearity and its effects, some authors have proposed methods for estimating these effects, as well as analyzing the validity of inferences. The objective of this work was to evaluate the models used to determine the optimum size of plots in terms of non-linearity using the Bates and Watts curvature and Box bias. Data come from two blank trials with two passion fruit species: yellow passion fruit and purple passion fruit. The linearity measures used demonstrated that the models  $CV_x = a/X^b$ ,  $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{x^b})$  and  $VU_x = V_1/X^b$  have behavior close to linear, being adequate to determine the optimal size of plots through non-linearization, both for yellow passion fruit and purple passion fruit.

**Keywords:** yellow passion fruit; purple passion fruit; curvature of Bates and Watts; bias of Box.

### 5.1 Introdução

O gênero *passiflora* (maracujá), pertence à família Passifloraceae que possui aproximadamente 525 espécies e cerca de 145 destas, são encontradas no Brasil (Faleiro et al., 2019). É o país com maior destaque internacional tanto de consumidor quanto produtor da fruta, acarretando em grande



importância econômica e social para o país, ao gerar diversos empregos em torno da produção, colheita e comercialização da fruta e sucos integrais do maracujá (Faleiro e Junqueira, 2016).

O maracujá é uma fruta tropical, com perfume característico produzida por uma planta perene. As espécies mais plantadas de maracujá são o maracujá-roxo (*Passiflora edulis* Sims f. *edulis*) e maracujá-amarelo (*Passiflora edulis* Sims) (Silva e Souza, 2020a) e, para alguns autores, como Bailey et al. (2021) e Pérez e Liscano (2012), são hoje consideradas a mesma espécie genética e morfológica, com isso, sugere-se que a identificação das demais espécies seja realizada com base na *P. edulis* Sims.

A espécie que possui maior expressão comercial é o maracujá-amarelo, também conhecido como maracujá-azedo e se destaca pelo rendimento industrial, utilizado em sucos integrais, iogurtes, entre outros. O maracujá-roxo é originário do Brasil, no entanto é altamente cultivado na Colômbia, onde é conhecido por gulupa; o fruto possui menor acidez em comparação a outras espécies, com isso tem maior preferência no consumo da fruta *in natura*.

Muitos modelos da literatura são não lineares, como por exemplo os modelos de curva crescimento, e tais modelos são altamente influenciados pela não linearidade do modelo. Para estudar a não linearidade e seus efeitos, alguns autores propuseram métodos para estimação desses efeitos, bem como analisar a validade das inferências. Bates e Watts (1980) propuseram a medição da distância entre um modelo linear de um modelo não linear por meio de medidas de não linearidade, em que tais medidas se baseiam no conceito geométrico de curvatura; Box (1971) sugeriu que para demonstrar um comportamento não linear, pode-se estimar o vício dos estimadores de mínimos quadrados dos parâmetros de um modelo não linear (Zeviani et al., 2012).

Não foram encontrados trabalhos que utilizaram medidas de não linearidade de Bates e Watts (1980) com modelos para determinar o tamanho ótimo de parcelas. Todavia, alguns autores trabalharam com o uso da medida de não linearidade para avaliar outros modelos não lineares, como Fernandes et al. (2015) utilizando os modelos Logístico e Gompertz com a cultura do pequi, Silva e Savian (2019) utilizando os modelos Logístico, Gompertz e Chanter com a cultura do cacau, Gazola et al. (2017) utilizando modelo exponencial com a cultura do milho e, Bem et al. (2020) utilizando os modelos Logístico e Gompertz com a cultura da crotalária juncea.

Assim, o trabalho teve por objetivo avaliar os modelos, máxima curvatura modificado, curvatura máxima da função  $CVx$  modificado e curvatura máxima da função  $VU_x$  modificado, utilizados para determinar o tamanho ótimo de parcelas, quanto a não linearidade por meio da curvatura de Bates e Watts (1980) e vício de Box (Box, 1971).

## 5.2 Material e métodos

Os dados utilizados neste trabalho são provenientes de dois experimentos realizados com as espécies *Passiflora edulis* Sims (maracujá-amarelo) e *Passiflora edulis* Sims f. *edulis* (maracujá-roxo); trata-se dos dados originais coletados em 2008, na Embrapa Mandioca e Fruticultura, localizada em Cruz das Almas, Bahia. No primeiro experimento o delineamento foi em blocos ao acaso, onde foram conduzidos três ensaios em branco (ou de uniformidade) com maracujá-amarelo, em que cada ensaio foi considerado como um bloco. Uma vez que essa espécie apresenta alogamia, mecanismo que conduz a autoincompatibilidade, foram escolhidas para os ensaios de uniformidades 100 plantas oriundas de famílias distintas, sendo cada planta pertencente a uma única família. No segundo, em delineamento inteiramente ao acaso, o experimento foi conduzido como um ensaio de uniformidade com maracujá-roxo, em que foram escolhidas 77 plantas oriundas de 12 famílias distintas. Em ambos os experimentos as mudas foram plantadas em espaldeira vertical no espaçamento 2,0 x 5,0 m.

Nos dois experimentos, as variáveis analisadas foram as principais características agronômicas: comprimento do fruto (CF, mm), diâmetro do fruto (DF, mm), espessura da casca (EC, mm), rendimento

do suco (RS, mL), Sólidos solúveis (Brix, °Bx), Ácido cítrico (Acidez, % ácido cítrico), número de frutos (NF) e peso médio dos frutos (PM, g).

No experimento com maracujá-amarelo obteve-se 100 repetições, em que cada planta foi considerada como uma unidade básica (ub), distribuídas em 10 linhas por 10 colunas. Já para o experimento com maracujá-roxo, obteve-se 77 repetições, em que cada planta foi considerada uma unidade básica (ub), distribuídas em 11 linhas por 7 colunas. Ambos os experimentos com diferentes formas de combinação entre linha ( $X_1$  unidades básicas) e coluna ( $X_2$  unidades básicas); assim os tamanhos de parcela foram simulados ao agrupar  $X_1$  e  $X_2$ , de modo que  $X_1 X_2 = x$  representasse  $x$  tamanhos de parcela, em unidades básicas. Desse modo, foram simulados 17 tamanhos de parcela ( $X$ ) com 31 formas distintas, para o maracujá-amarelo, onde o número de parcelas variou de 100 a 2 e o tamanho de parcelas de 1 a 50 unidades básicas por parcela.

Já para o maracujá-roxo foram simulados 16 tamanhos de parcela ( $X$ ) com 28 formas distintas, onde o número de parcelas variou de 77 a 2 e o tamanho de parcelas de 1 a 30 unidades básicas por parcela. Com base nos diferentes tamanhos de parcela e forma, de mesmo tamanho, calculou-se as médias dos coeficientes de variação para cada variável em estudo.

O tamanho ótimo de parcela foi estimado pelo método da máxima curvatura modificado (Lessman e Atkins, 1963) (MCM) (equação 80) e pelos métodos da curvatura máxima da função  $CV_X$  modificado (equação 81) e da curvatura máxima da função  $V_x$  modificado (MCVAR) (equação 82). No método MCM, o modelo  $CV = a/X^b$ , explica a relação entre o coeficiente de variação ( $CV$ ) e o tamanho da parcela com  $X$  unidades básicas, sendo os parâmetros a serem estimados  $a$  e  $b$ ; têm-se que o parâmetro  $a$  corresponde a variação entre parcelas e  $b$  o coeficiente de heterogeneidade do material genético. O valor da abscissa em que ocorre o ponto de máxima curvatura, é calculada por:

$$X_C = \left[ \frac{a^2 b^2 (2b + 1)}{b + 2} \right]^{\frac{1}{2b+2}}, \quad (80)$$

O tamanho ótimo de parcela também foi estimado pelo método MCCV em que utilizou-se o modelo  $CV_x = V_1 / (M_1 \sqrt{x^b})$  que explica a relação entre o coeficiente de variação por unidade básica ( $CV_x$ ) e o tamanho da parcela com  $X$  unidades básicas; sendo  $V_1$  e  $b$  são os parâmetros a serem estimados, em que  $V_1$  é a variância entre parcelas compostas por uma unidade básica e  $b$  é o coeficiente de regressão que indica a relação entre indivíduos adjacentes e,  $M_1$  é a média de parcelas de uma unidade básica. O valor da abscissa em que ocorre o ponto de máxima curvatura, é calculada por:

$$X_{CV} = \left[ \frac{b^2 (b + 1) V_1^2}{(2b + 8) M_1^2} \right]^{\frac{1}{b+2}} \quad (81)$$

E pelo método MCVAR em que se utilizou o modelo  $V_X = V_1 / X^b$  que explica a relação entre as variâncias por unidade básica ( $V_X$ ) e o tamanho da parcela com  $X$  unidades básicas sendo  $V_1$  e  $b$  são os parâmetros a serem estimados, em que  $V_1$  é a variância entre parcelas compostas por uma unidade básica e  $b$  é o coeficiente de regressão que indica a relação entre indivíduos adjacentes e,  $M_1$  é a média de parcelas de uma unidade básica. O valor da abscissa em que ocorre o ponto de máxima curvatura, é calculada por:

$$X_{V_x} = \left[ \frac{b^2 V_1^2 (2b + 1)}{(b + 2)} \right]^{\frac{1}{2b+2}} \quad (82)$$

em que  $X_C$ ,  $X_{CV}$  e  $X_{V_x}$  são os valores da abscissa no ponto de máxima curvatura, o qual corresponde à estimativa do tamanho ótimo da parcela experimental, para os métodos MCM, MCCV e MCVAR, respectivamente.

Para estimar os parâmetros dos modelos não lineares utilizou-se o método iterativo de Gauss-Newton (Bates e Watts, 1988), que utiliza a técnica de mínimos quadrados ordinários. Para analisar a não linearidade do modelo utilizou-se estimação do vício relativo de Box (Box, 1971) e a medida de curvatura de Bates e Watts (1980) no *software* R, utilizada para apontar o quão distante está um modelo não linear de um modelo linear. Para tanto, utilizou-se a regra de decisão segundo Ratkowsky (1990): sendo a curvatura intrínseca menor que 0,5 têm-se que o parâmetro tem comportamento muito próximo ao linear.

Foram obtidos os intervalos de confiança para os parâmetros e o coeficiente de determinação assintótico, por meio dos procedimentos de estimação. Utilizou-se o critério de informação de Akaike (AIC) e o erro quadrático médio para comparação dos modelos  $CV = a/X^b$ ,  $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{x^b})$  e  $VU_X = V_1/X^b$ .

A análise de diagnóstico foi realizada por meio dos resíduos estudentizados, a fim de identificar pontos extremos e analisar o ajuste dos modelos utilizados.

### 5.3 Resultados e discussão

#### 5.3.1 Análise exploratória dos dados

Os dados foram inicialmente submetidos a uma análise exploratória. O rendimento de suco, variável com os maiores valores observados apresentou a maior média, para o maracujá-amarelo, chegando a 493,8 mL, com valor mínimo de 280 mL e máximo de 695 mL. É importante observar que o valor do erro padrão da variável também foi o maior, ou seja, a média pode variar em 9,5 para mais ou para menos. Segue-se a variável peso médio, variável cuja mensuração é baseada na quantidade de frutos, com média de 149,39 g, valor mínimo de 106 g e valor máximo de 217,51 g (Tabela 20). Valores superiores aos encontrados neste estudo têm sido relatados na literatura; por exemplo, Krause et al. (2012) encontraram um valor médio de PM de 158,5 g, Hurtado-Salazar et al. (2015) encontraram um valor médio de PM de 157,43 g e Pereira et al. (2018) encontrou um valor médio de PM de 270 g.

Os valores de mínimo e máximo da variável comprimento do fruto (CF) foram 71,20 e 93,0 mm e para diâmetro do fruto (DF) o valor mínimo foi de 68,20 e máximo de 88,0 mm. As médias dessas variáveis foram 82,99 mm (CF) e 76,82 mm (DF) (Tabela 20). Pereira et al. (2018) constataram que os valores médios de CF e DF foram de 102,5 mm e 84,44 mm, respectivamente, apresentando maiores valores que os obtidos neste estudo. Já Storck et al. (2014) constataram valores médios bem próximos aos obtidos neste estudo, em que os valores médios de CF e DF foram 84,64 mm e 74,46 mm, respectivamente. Os autores Krause et al. (2012) obtiveram valores menores que os deste estudo para as variáveis CF e DF, onde encontraram valores médios de 79,5 mm para CF e 70,4 mm para DF. O valor médio de CF obtido por Hurtado-Salazar et al. (2015) foi maior que o obtido neste estudo, de 83,34 mm; já para a variável DF, os autores obtiveram valor médio menor que o obtido neste estudo, de 71,49 mm.

As médias para as demais variáveis, NF, Acidez, Brix e EC foram 64,84 (mínimo: 7,0, máximo: 152), 30,23 (mínimo: 23,0, máximo: 36,6), 14,20 °Bx (mínimo: 12,3, máximo: 16,9 °Bx) e 7,44 mm (mínimo: 4,2, máximo: 10,5 mm), respectivamente (Tabela 20). Para Storck et al. (2014) os valores médios das variáveis EC, Brix e NF foram 7,33 mm, 12,8 °Bx e 145,05, respectivamente; com exceção da variável NF, os valores obtidos foram inferiores aos obtidos neste estudo. Para Krause et al. (2012), os valores médios para EC e Brix foram 7,2 mm e 14 °Bx, respectivamente; valores semelhantes aos encontrados neste trabalho. Já para o Hurtado-Salazar et al. (2015), o valor médio para EC foi de 5,97 mm e para Brix foi de 14,03 °Bx, valores inferiores aos obtidos neste estudo.

Com relação ao coeficiente de variação (CV), para o maracujá-amarelo, a variável NF apresentou o maior valor de CV, o que, segundo Cargnelutti Filho et al. (2018), é um valor que representa baixíssima precisão experimental; as variáveis EC (15,88%), RS (19,24%), Acidez (10,25%) e PM (14,26%) apre-

sentaram valor com baixa precisão, enquanto que as variáveis CF (5,05%), DF (4,36%) e Brix (6,23%) apresentam alta precisão experimental. O experimento, tomado como um todo, apresentou boa precisão experimental. É possível analisar a homogeneidade dos dados por meio do desvio padrão, uma vez que a amostra será menos homogênea quanto maior o valor do desvio padrão, e a amostra será mais homogênea quanto menor o valor. O desvio padrão também permite a observação do conjunto de dados com a maior concentração de observações em torno da média. Em contraste com as demais variáveis, a variável RS do maracujá amarelo apresentou o maior valor de desvio padrão (95,03), indicando menor homogeneidade da amostra e valores mais distantes da média (Tabela 20).

**Tabela 20.** Estatística descritiva para as variáveis em estudo nos ensaios de uniformidade com maracujá-amarelo e roxo.

Variáveis	Espécies	Mínimo	Máximo	Média	Desvio padrão	Variância	Erro padrão	CV %
Variáveis relacionadas ao fruto								
CF	Amarelo	71,20	93,00	82,99	4,19	17,57	0,42	5,05
(mm)	Roxo	66,00	91,00	78,02	5,35	28,59	0,61	6,85
DF	Amarelo	68,20	88,00	76,82	3,35	11,22	0,33	4,36
(mm)	Roxo	60,00	79,00	69,66	4,48	20,07	0,51	6,43
EC	Amarelo	4,20	10,50	7,44	1,18	1,39	0,12	15,88
(mm)	Roxo	3,40	9,30	6,05	1,44	2,07	0,16	23,78
Variáveis relacionadas à polpa								
RS	Amarelo	280,00	695,00	493,83	95,03	9030,63	9,50	19,24
(mL)	Roxo	270,00	720,00	477,08	92,66	8585,97	10,56	19,42
Brix	Amarelo	12,30	16,90	14,20	0,89	0,78	0,09	10,25
(°Bx)	Roxo	6,20	17,40	13,51	2,02	4,08	0,23	14,96
Acidez	Amarelo	23,00	36,60	30,23	3,10	9,59	0,31	10,25
(%)	Roxo	1,70	4,30	3,06	0,47	0,22	0,05	15,22
Variáveis de produção								
NF	Amarelo	7,00	152,00	64,84	32,29	1042,90	3,23	49,81
	Roxo	21,00	186,00	82,27	31,19	973,02	3,55	37,91
PM	Amarelo	106,00	217,51	149,39	21,31	454,02	2,13	14,26
(g)	Roxo	105,90	180,50	132,69	15,65	245,08	1,78	11,80

O rendimento de suco, que teve média de 477,08 mL para o maracujá roxo, variando de 270 mL (mínimo) a 720 mL (máximo), foi a variável com os maiores valores observados. É importante observar que a variável também apresentou o maior erro padrão, o que significa que a média pode oscilar 10,56 mL para mais ou para menos. A variável peso médio, depende da quantidade de frutos utilizada para calculá-lo, em que essa variável tem valor médio de 132,69 g e varia de 105,9 g (mínimo) a 180,5 g (máximo) (Tabela 20). Castillo et al. (2020) alcançou um valor médio da variável PM de 116,8 g para o primeiro local e 79,08 g para o segundo local, analisando dois locais distintos. O valor médio de PM para o Araujo et al. (2017) foi de 113,7 g.

A média do comprimento do fruto foi 78,02 mm, em que o valor mínimo e máximo foi de 66 e 91 mm; já para diâmetro dos frutos a média foi de 69,66 mm (DF) e valor mínimo de 60 e máximo de 79 mm (Tabela 20). Castillo et al. (2020) obtiveram valores menores que os obtidos neste trabalho nos dois locais analisados; os valores médios para CF e DF, para o primeiro local, foram de 60,6 mm e 59,3 mm, respectivamente e de 55,4 mm (CF) e 48,9 mm (DF), para o segundo local. Thokchom e Mandal (2017) obtiveram os valores médios de CF variando de 35 mm a 60 mm e para DF variando de 35 mm a 70 mm. Os autores Araujo et al. (2017) obtiveram valor médio para DF de 68,1 mm.

Para as variáveis restantes NF, Brix, EC e Acidez, constatou-se médias de 82,27 (mínimo 21 e máximo 186), de 13,51 °Bx (mínimo 6,2 e máximo 17,4 °Bx), de 6,05 mm (mínimo 3,4 e máximo 9,3 mm) e de 3,06 % (mínimo 1,7 e máximo 4,3 %), respectivamente (Tabela 20). Castillo et al. (2020) obtiveram valores médios menores que o encontrado neste trabalho, em dois locais diferentes, de 52,07

para o primeiro local e 63,08 para o segundo local. Em Araujo et al. (2017) o valor obtido da média da variável EC foi de 6,9 mm e para a variável Brix foi de 13,93 °Bx. Já para Thokchom e Mandal (2017) os valores para a variável Brix variou de 14 a 18,4 °Bx e para Acidez que variou de 2,4 a 3%.

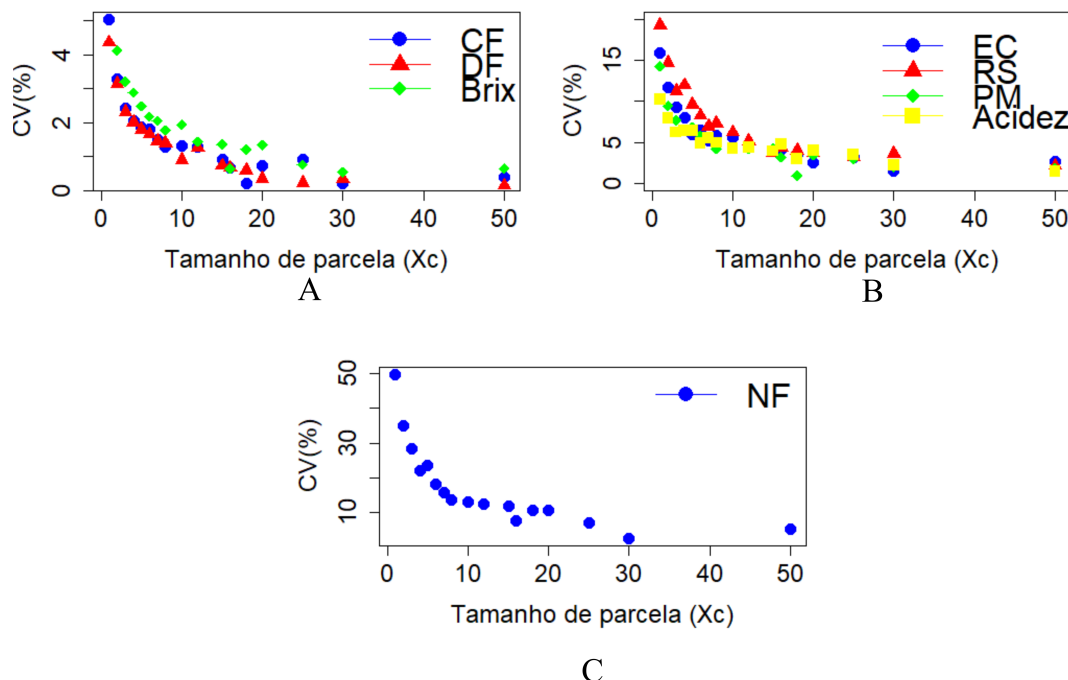
O maior valor de coeficiente de variação (CV%), para o maracujá-roxo, foi obtido na variável NF (37,91%), valor este com baixíssima precisão experimental (Cargnelutti Filho et al. (2018)), a variável EC (23,78%) apresentou baixa precisão, as variáveis RS (19,42%), Brix (14,96%), Acidez (15,22%) PM (11,80%) apresentaram boa precisão e as variáveis CF (6,85%) e DF (6,43%) apresentaram alta precisão experimental; de modo geral, o experimento demonstrou boa precisão experimental. O maior valor de desvio padrão, para o maracujá-roxo, foi encontrado na variável RS (92,66), comparada as demais variáveis, o que sugere menor homogeneidade da amostra, com valores mais afastados da média (Tabela 20).

### 5.3.2 Validação dos modelos para estimar tamanho ótimo de parcela

#### 5.3.2.1 Ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo

Para inspeção gráfica foi projetado o comportamento dos dados de coeficiente de variação (CV) em função do tamanho de parcela (Figura 24) e das variâncias em função do tamanho de parcela (Figura 25) em unidades básicas; considerando todas as variáveis estudadas: comprimento do fruto (CF), diâmetro do fruto (DF), espessura da casca (EC), rendimento do suco (RS), sólidos solúveis (Brix), ácido cítrico (Acidez), número de frutos (NF) e peso médio dos frutos (PM).

**Figura 24.** Gráfico da relação entre tamanho de parcela e coeficiente de variação em maracujá-amarelo.

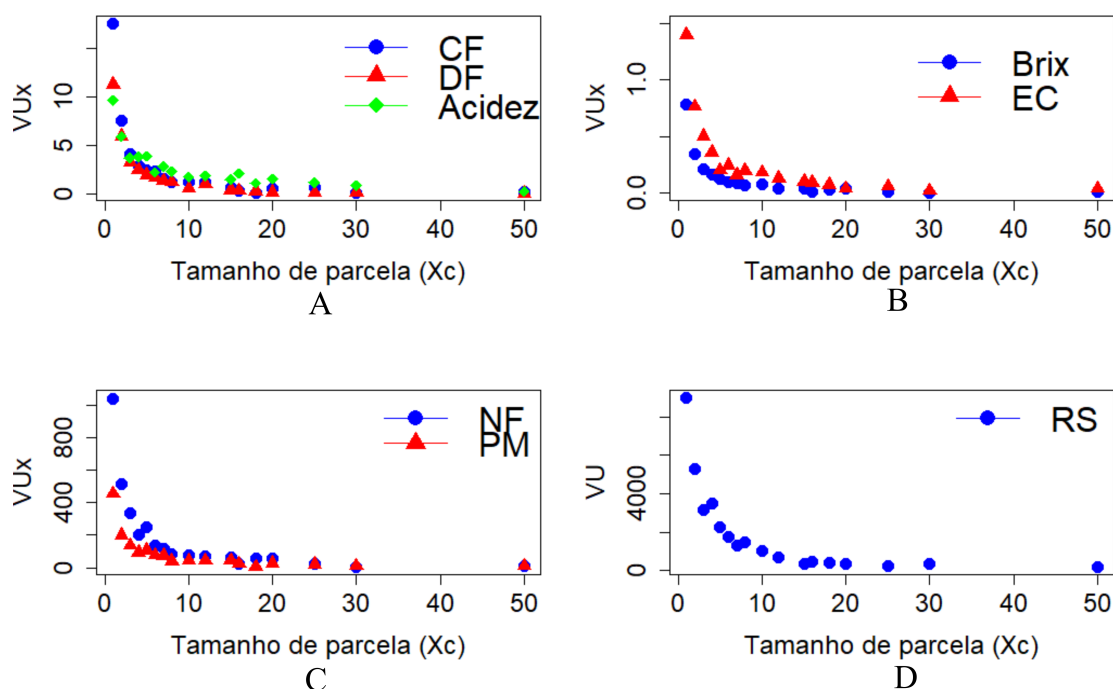


(A) CF: comprimento do fruto (mm), DF: diâmetro do fruto (mm) e Brix: sólidos solúveis (°Bx); (B) EC: espessura da casca (mm), RS: rendimento do suco (mL), PM: peso médio dos frutos (g) e Acidez: ácido cítrico (%); (C) NF: número de frutos

Nota-se que as escalas de cada gráfico são diferentes entre si e entre as variáveis, uma vez que cada variável possui comportamento diferente, outra razão, é que os cálculos de coeficiente de variação e variância são diferentes, onde utilizando as variâncias, de modo geral, os valores são maiores em comparação ao coeficiente de variação, como esperado (Figuras 24 e 25).

Desse modo, pode-se constatar comportamento análogo entre as variáveis e entre os modelos utilizados, onde com o aumento dos tamanhos de parcela, diminui-se os valores de CV e variância; pelos gráficos também é possível sugerir que a análise seja realizada por um modelo não linear, uma vez que o comportamento dos dados não se aproxima de uma reta, levando-se em consideração a relação entre o tamanho de parcelas e o coeficiente de variação ou entre o tamanho de parcela e variância.

**Figura 25.** Gráfico da relação entre tamanho de parcela e variâncias em maracujá-amarelo.



(A) CF: comprimento do fruto (mm), DF: diâmetro do fruto (mm) e Acidez: ácido cítrico (%);(B) EC: espessura da casca (mm) e Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}$ Bx); (C) NF: número de frutos e PM: peso médio dos frutos (g); (D) RS: rendimento do suco (mL)

Todas as variáveis apresentaram convergência nos três modelos utilizados, em que os valores iniciais foram obtidos pelo procedimento *brute force*, por meio de inspeção visual dos gráficos de comportamento (Figuras 24 e 25). Uma vez obtidos os valores iniciais para os parâmetros, os modelos foram ajustados às variáveis em estudo, em que a única variável que fez-se transformação dos dados foi Espessura da casca (EC), tanto para o método MCM quanto para o método MCCV, transformação do tipo  $y^{\lambda}$  ( $\lambda = 0.5$ ).

Por meio de aproximação assintótica foram obtidas as estimativas dos parâmetros, erro padrão das estimativas, o valor-p, Viés de Box (%), bem como o intervalo de confiança (95 %) para os parâmetros do modelo  $CV_x = a/X^b$ . Assim sendo, verifica-se que nenhum intervalo de confiança assintótico contém a constante zero. Todas as estimativas foram significativas, sendo os valores-p menores que 0,001 (Tabela 21).

Ainda na Tabela 21, tem-se que os valores para o erro padrão foram sempre menores do que as estimativas, considerando todas as variáveis em estudo, garantindo boa precisão na estimação dos parâmetros. Os valores obtidos de viés de Box, demonstram que nenhum dos parâmetros ultrapassou a cota de 1%, determinado por Box (1971), o que indica viés aceitável de não linearidade (ou seja,  $B(\hat{\theta}_i) < 1\%$ ), ou seja, apresentam um bom comportamento não linear do modelo.

**Tabela 21.** Estimativas dos parâmetros do modelo  $CV_x = a/X^b$ , erro padrão da estimativa (E.P.E), valor-p pelo teste t, viés de Box (%) e intervalo de confiança assintótico ( $IC_a$ ), para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo

Variáveis	Parâmetros	Estimativas	E.P.E	Valor-p	Viés de box %	$IC_a(95\%)$
CF	$\hat{a}$	5,09	0,20	$7,9 \times 10^{-14}$	0,0258	[4,68;5,52]
	$\hat{b}$	0,65	0,03	$1,7 \times 10^{-12}$	0,0543	[0,58;0,72]
DF	$\hat{a}$	5,37	0,40	$2,5 \times 10^{-9}$	0,2736	[4,50;6,23]
	$\hat{b}$	0,73	0,05	$5,2 \times 10^{-10}$	0,1014	[0,62;0,83]
EC	$\hat{a}$	9,01	0,50	$1,5 \times 10^{-11}$	0,0582	[7,94;10,08]
	$\hat{b}$	0,44	0,03	$1,9 \times 10^{-9}$	0,0504	[0,37;0,52]
RS	$\hat{a}$	22,05	0,88	$2,1 \times 10^{-12}$	0,0657	[20,15;23,95]
	$\hat{b}$	0,57	0,02	$1,9 \times 10^{-12}$	0,0209	[0,52;0,69]
Brix	$\hat{a}$	6,26	0,17	$1,6 \times 10^{-15}$	0,0155	[5,87;6,66]
	$\hat{b}$	0,59	0,02	$4,6 \times 10^{-14}$	0,0267	[0,55;0,64]
Acidez	$\hat{a}$	10,29	0,45	$4,1 \times 10^{-13}$	0,0370	[9,33;11,24]
	$\hat{b}$	0,36	0,02	$2,9 \times 10^{-10}$	0,0172	[0,31;0,41]
NF	$\hat{a}$	51,70	1,65	$2,6 \times 10^{-11}$	0,0479	[48,03;55,37]
	$\hat{b}$	0,58	0,02	$4,9 \times 10^{-11}$	0,0225	[0,53;0,62]
PM	$\hat{a}$	13,19	0,65	$3,2 \times 10^{-11}$	0,1068	[11,78;14,60]
	$\hat{b}$	0,47	0,03	$2,4 \times 10^{-10}$	0,0381	[0,41;0,53]

CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}\text{Bx}$ ); Acidez: ácido cítrico (%); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

Por meio de aproximação assintótica foram obtidas as estimativas dos parâmetros, erro padrão das estimativas, o valor-p, Viés de Box (%), bem como o intervalo de confiança (95 %) para os parâmetros do modelo  $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{X^b})$ . Assim sendo, verifica-se que nenhum intervalo de confiança assintótico contém a constante zero. Todas as estimativas foram significativas, sendo os valores-p menores que 0,001 (Tabela 22).

Ainda na Tabela 22, tem-se que os valores para o erro padrão foram sempre menores do que as estimativas, considerando todas as variáveis em estudo, garantindo boa precisão na estimação dos parâmetros. Os valores obtidos de viés de Box, demonstram que nenhum dos parâmetros ultrapassou a cota de 1%, o que indica viés aceitável de não linearidade.

**Tabela 22.** Estimativas dos parâmetros do modelo  $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{X^b})$ , erro padrão da estimativa (E.P.E), valor-p pelo teste t, viés de Box (%) e intervalo de confiança assintótico ( $IC_a$ ), para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo

Variáveis	Parâmetros	Estimativas	E.P.E	Valor-p	Viés box %	$IC_a$ (95%)
CF	$\hat{V}_1$	423,15	16,44	$7,91 \times 10^{-14}$	0,0258	[388,12;458,18]
	$\hat{b}$	1,30	0,06	$1,72 \times 10^{-12}$	0,0543	[1,17;1,43]
DF	$\hat{V}_1$	352,06	14,86	$2,68 \times 10^{-13}$	0,0305	[320,39;383,73]
	$\hat{b}$	1,28	0,07	$5,95 \times 10^{-12}$	0,0623	[1,14;1,42]
EC	$\hat{V}_1$	26,22	1,46	$1,53 \times 10^{-11}$	0,0582	[23,11;29,34]
	$\hat{b}$	0,89	0,07	$1,85 \times 10^{-9}$	0,0504	[0,74;1,04]
RS	$\hat{V}_1$	9.988	343	$1,27 \times 10^{-14}$	0,0212	[9257,67;10718,36]
	$\hat{b}$	1,04	0,05	$6,77 \times 10^{-13}$	0,0271	[0,94;1,14]
Brix	$\hat{V}_1$	88,94	2,65	$1,56 \times 10^{-15}$	0,0155	[83,30;94,59]
	$\hat{b}$	1,19	0,04	$4,64 \times 10^{-14}$	0,0267	[1,09;1,28]
Acidez	$\hat{V}_1$	311,02	13,53	$4,14 \times 10^{-13}$	0,0370	[282,19;339,85]
	$\hat{b}$	0,72	0,05	$2,86 \times 10^{-10}$	0,0172	[0,62;0,83]
NF	$\hat{V}_1$	3.309	105,8	$4,48 \times 10^{-15}$	0,0179	[3083,84;3534,83]
	$\hat{b}$	1,16	0,02	$1,43 \times 10^{-13}$	0,0295	[0,53;0,62]
PM	$\hat{V}_1$	1.970	97,23	$3,23 \times 10^{-11}$	0,1068	[1760,37;2180,61]
	$\hat{b}$	0,94	0,05	$2,40 \times 10^{-10}$	0,0381	[0,83;1,06]

CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); Brix: sólidos solúveis (°Bx); Acidez: ácido cítrico (%); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

Também foram obtidas as estimativas dos parâmetros, por meio de aproximação assintótica, bem como o erro padrão das estimativas, o valor-p, Viés de Box (%) e o intervalo de confiança (95 %) para os parâmetros do modelo  $VU_x = V_1/X^b$ . Tem-se que todas as estimativas foram significativas, sendo os valores-p menores que 0,001 (Tabela 23).

Considerando todas as variáveis em estudo, os valores para o erro padrão foram todos inferiores às estimativas, o que garante boa precisão na estimação dos parâmetros. Os valores de viés de Box, apresentaram viés aceitável de não linearidade, uma vez que nenhum dos parâmetros ultrapassou a cota de 1%, exceto para a variável DF (Tabela 23).



**Tabela 23.** Estimativas dos parâmetros do modelo  $VU_x = V_1/X^b$ , erro padrão da estimativa (E.P.E), valor-p pelo teste t, viés de Box (%) e intervalo de confiança assintótico ( $IC_a$ ), para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo

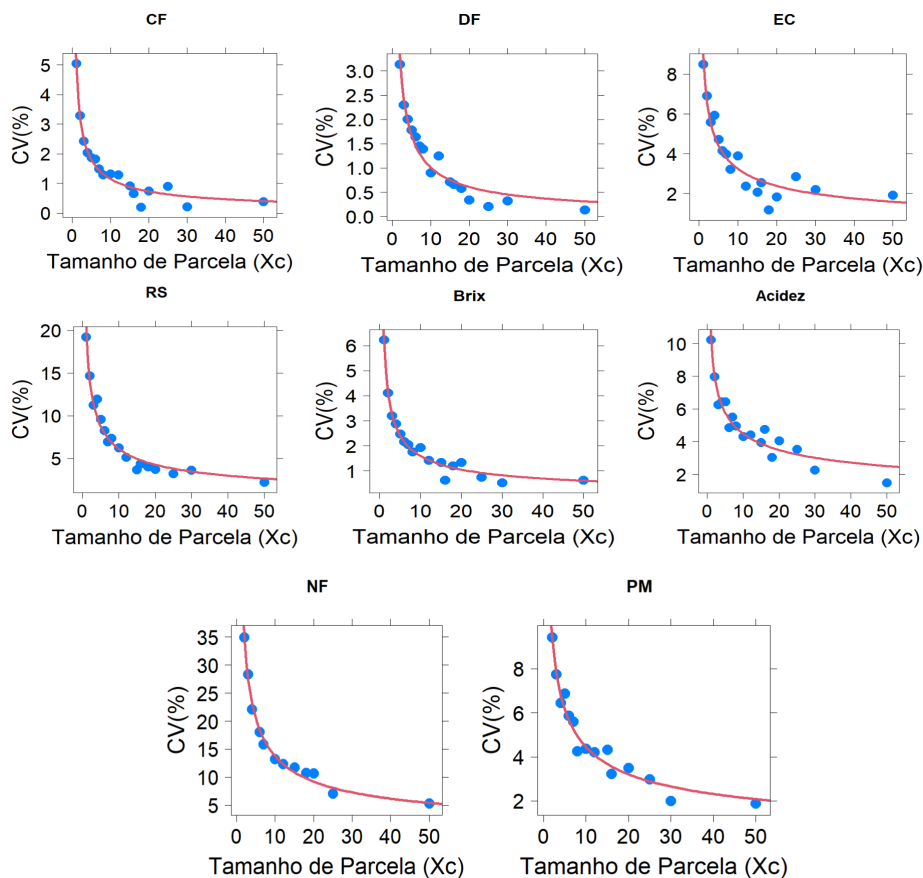
Variáveis	Parâmetros	Estimativas	E.P.E	Valor-p	Viés box %	$IC_a(95\%)$
CF	$\hat{V}_1$	17,56	0,24	$< 2 \times 10^{-16}$	0,0026	[17,04;18,08]
	$\hat{b}$	1,26	0,02	$< 2 \times 10^{-16}$	0,0265	[1,20;1,31]
DF	$\hat{V}_1$	13,07	1,74	$4,5 \times 10^{-6}$	1,1061	[9,30;16,83]
	$\hat{b}$	1,24	0,09	$2,9 \times 10^{-9}$	0,1994	[1,05;1,43]
EC	$\hat{V}_1$	1,54	0,06	$3,9 \times 10^{-12}$	0,0871	[1,42;1,67]
	$\hat{b}$	1,02	0,03	$2,7 \times 10^{-13}$	0,0419	[0,96;1,09]
RS	$\hat{V}_1$	11000	560	$4,6 \times 10^{-11}$	0,1524	[9777,03;12187,29]
	$\hat{b}$	1,1	0,04	$1,4 \times 10^{-13}$	0,0660	[0,98;1,16]
Brix	$\hat{V}_1$	0,78	0,01	$< 2 \times 10^{-16}$	0,0026	[0,76;0,80]
	$\hat{b}$	1,16	0,02	$< 2 \times 10^{-16}$	0,0217	[1,11;1,20]
Acidez	$\hat{V}_1$	9,59	0,32	$4,6 \times 10^{-14}$	0,0159	[8,90;10,28]
	$\hat{b}$	0,68	0,03	$6,8 \times 10^{-13}$	0,0497	[8,90;10,28]
NF	$\hat{V}_1$	1200	59	$3,5 \times 10^{-11}$	0,1623	[1066,91;1323,43]
	$\hat{b}$	1,2	0,04	$6,8 \times 10^{-13}$	0,0683	[1,07;1,30]
PM	$\hat{V}_1$	447,11	11,54	$< 2 \times 10^{-16}$	0,0098	[422,51;471,71]
	$\hat{b}$	1,04	0,03	$8,9 \times 10^{-15}$	0,0615	[0,97;1,11]

CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}\text{Bx}$ ); Acidez: ácido cítrico (%); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

As estimativas foram obtidas devido ao ajuste dos modelos  $CV_x = a/X^b$  (Figura 26),  $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{X^b})$  (Figura 27) e  $VU_x = V_1/X^b$  (Figura 28) em relação às variáveis estudadas: comprimento do fruto (CF), diâmetro do fruto (DF), espessura da casca (EC), rendimento do suco (RS), Brix, Acidez e número de frutos (NF) e peso médio dos frutos (PM).

Nota-se, pela figura, que o modelo se ajustou bem aos dados pela proximidade da curva traçada em relação aos pontos do conjunto de dados. Observa-se, ainda, que a partir de um determinado ponto (em cada variável) a curva tem tendência a se tornar uma constante; para o modelo de  $CV_x = a/X^b$  percebe-se que mesmo apresentando bom ajuste, muitos pontos ainda estão distantes da curva ajustada (Figura 26).

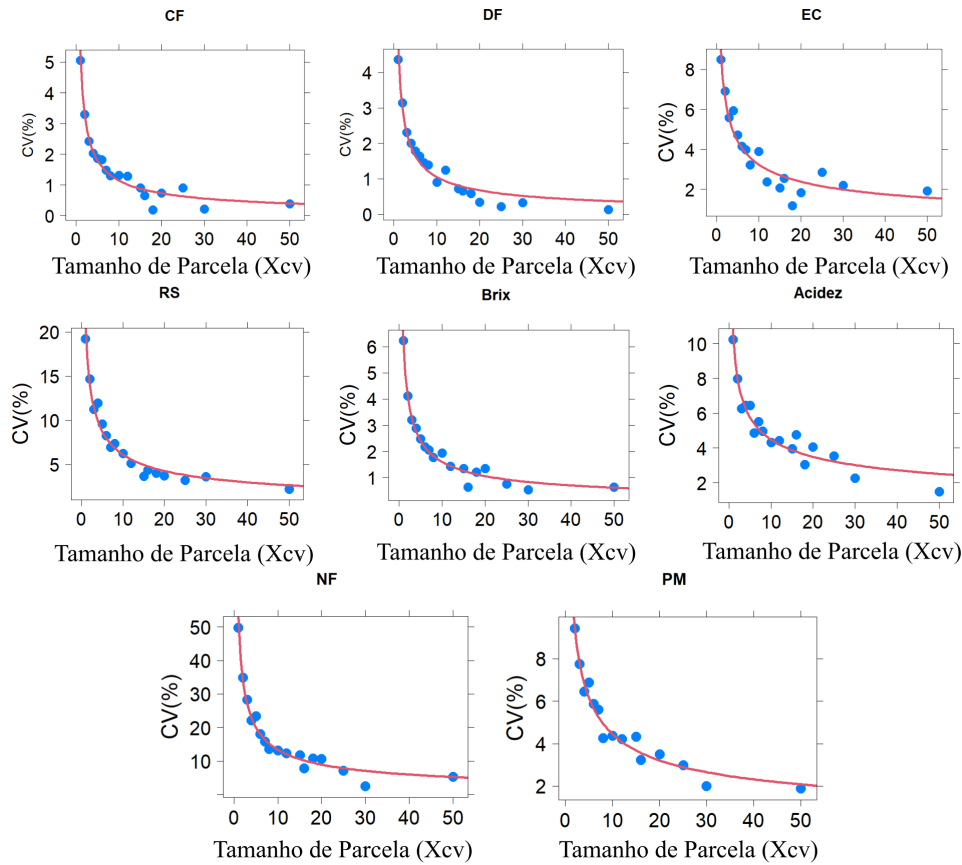
**Figura 26.** Ajuste do modelo  $CV_x = a/X^b$  da relação entre tamanho de parcela e coeficiente de variação no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo.



CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}$ Bx); Acidez: ácido cítrico (%); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

O mesmo comportamento é verificado no modelo  $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{X^b})$ , em que o modelo se ajustou bem aos dados, no entanto ainda podem ser vistos pontos distantes da curva, o que aparentemente não compromete o bom ajuste do modelo (Tabela 27).

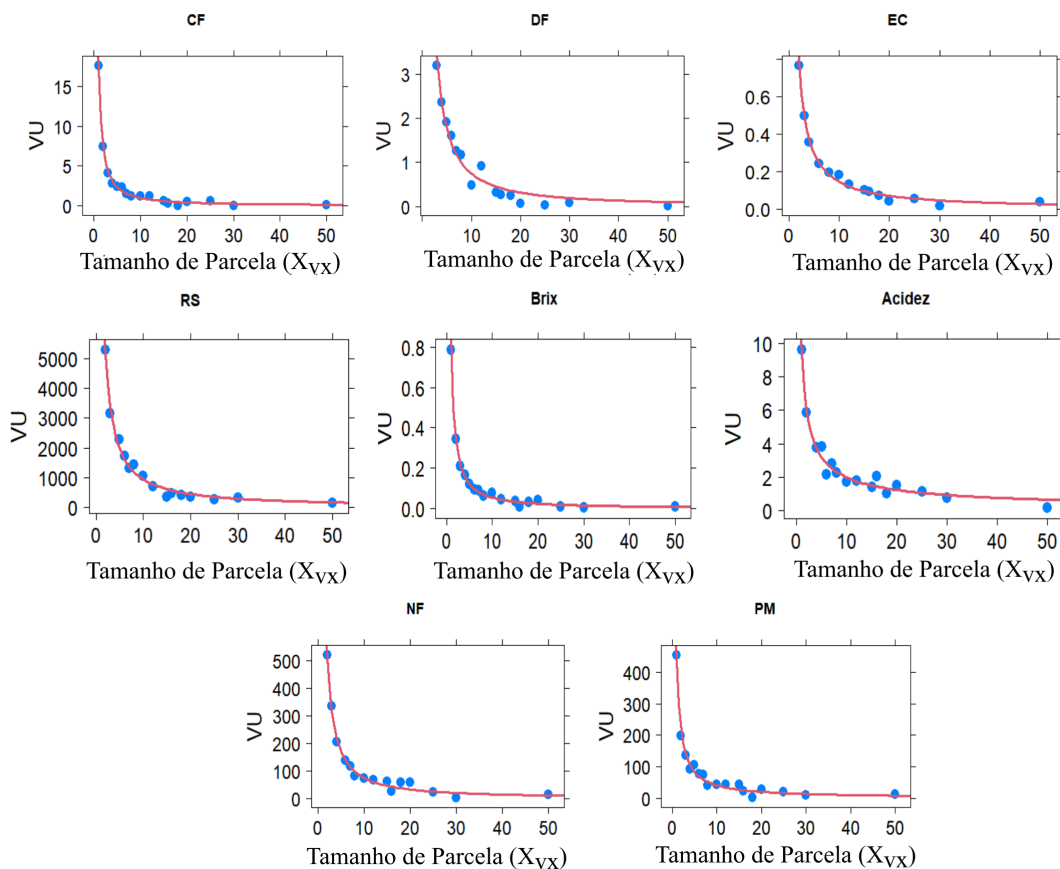
**Figura 27.** Ajuste do modelo  $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{X^b})$  da relação entre tamanho de parcela e coeficiente de variação no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo.



CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); Brix: sólidos solúveis (°Bx); Acidez: ácido cítrico (%); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

Já para o modelo  $VU_x$ , (Figura 28) observa-se um bom ajuste aos dados pela proximidade da curva traçada em relação aos pontos do conjunto de dados. Nota-se, ainda, que a partir de um determinado ponto (em cada variável) a curva tem tendência a se tornar uma constante; comportamento semelhante aos modelos apresentados anteriormente. No entanto, para o modelo de  $VU_x$  percebe-se que a qualidade de ajuste foi melhor que os demais modelos, uma vez que a maioria dos pontos foram contemplados na curva de ajuste, em que os valores de variância tiveram menor variação em relação aos modelos com coeficiente de variação (Figura 26 e 27).

**Figura 28.** Ajuste do modelo  $VU_x = V_1/X^b$  da relação entre tamanho de parcela e variâncias no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo.



CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}$ Bx); Acidez: ácido cítrico (%); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

Assim, com o cálculo do coeficiente de determinação ( $R^2$ ) pôde-se constatar que os modelos apresentaram boa qualidade de ajuste, porém o modelo  $VU_x$  apresentou valores maiores, dando indicativo de melhor ajuste em comparação aos modelos  $CV_x = a/X^b$  e  $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{X^b})$ , onde os dois últimos modelos apresentaram valores de  $R^2$  muito próximos. Todavia, os menores valores de EQM foram obtidos com o modelo  $CV_x = a/X^b$ , o que era de se esperar, uma vez que a variância é uma medida elevada ao quadrado, aumentando significativamente os valores do erro quadrático médio. Corroborando com os valores do critério de Akaike, em que o modelo  $CV_x = a/X^b$  também apresentou os menores valores em comparação aos demais modelos (Tabela 24); sugerindo que o modelo mais indicado para avaliar o tamanho ótimo de parcelas, é o modelo que utiliza a relação entre tamanhos de parcela e coeficiente de variação, dado por  $CV_x = a/X^b$ .

**Tabela 24.** Coeficiente de determinação ( $R^2$ ), Erro quadrático médio (EQM) e valores do critério de Akaike (AIC) para os modelos ajustados no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo.

Modelo	Variáveis	$R^2$	EQM	AIC	
$CV_x = a/X^b$	CF	0,97	0,044	1,164	
	DF	0,95	2,252	-3,902	
	EC	0,91	33,337	35,438	
	RS	0,98	70,052	25,399	
	Brix	0,98	11,500	-0,289	
	Acidez	0,93	54,340	32,912	
	NF	0,99	568,519	35,701	
	PM	0,95	35,130	21,031	
	$CV_x = V_1/(M_1\sqrt{X^b})$	CF	0,97	0,044	1,164
		DF	0,96	11,506	0,454
EC		0,91	33,337	35,438	
RS		0,97	143,590	45,286	
Brix		0,98	11,500	-0,289	
Acidez		0,93	54,340	32,912	
NF		0,98	814,490	73,599	
PM		0,96	35,130	21,031	
$VU_x = V_1/X^b$		CF	0,99	46,920	4,974
		DF	0,97	2,370	-3,089
	EC	0,99	0,110	-69,307	
	RS	0,99	$5,9 \times 10^6$	200,016	
	Brix	0,99	0,16	-100,900	
	Acidez	0,99	16,478	16,110	
	NF	0,99	$5,7 \times 10^3$	127,196	
	PM	0,99	$3,5 \times 10^4$	136,84	

CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}\text{Bx}$ ); Acidez: ácido cítrico (%); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

Para validação dos modelos utilizados, realizou-se a análise de diagnóstico. Inicialmente foi feito o teste de Shapiro-Wilk para os resíduos do modelo ajustado ( $CV_x = a/X^b$ ), para cada variável em estudo. Segundo o teste, não há indícios de resíduos não normais, para as variáveis em estudo CF (p-valor = 0,0529), DF (p-valor = 0,6909), EC (p-valor = 0,8336), RS (p-valor = 0,3010), Brix (p-valor = 0,0761), Acidez (p-valor = 0,9043), NF (p-valor = 0,4221) e PM (p-valor = 0,8515).

Para o modelo  $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{X^b})$  tem-se que pelo teste de Shapiro-Wilk para os resíduos do modelo ajustado, não há indícios de resíduos não normais, para as variáveis em estudo CF (p-valor = 0,0529), DF (p-valor = 0,2921), EC (p-valor = 0,8336), RS (p-valor = 0,0761), Brix (p-valor = 0,0761), Acidez (p-valor = 0,9043), NF (p-valor = 0,7340) e PM (p-valor = 0,8515).

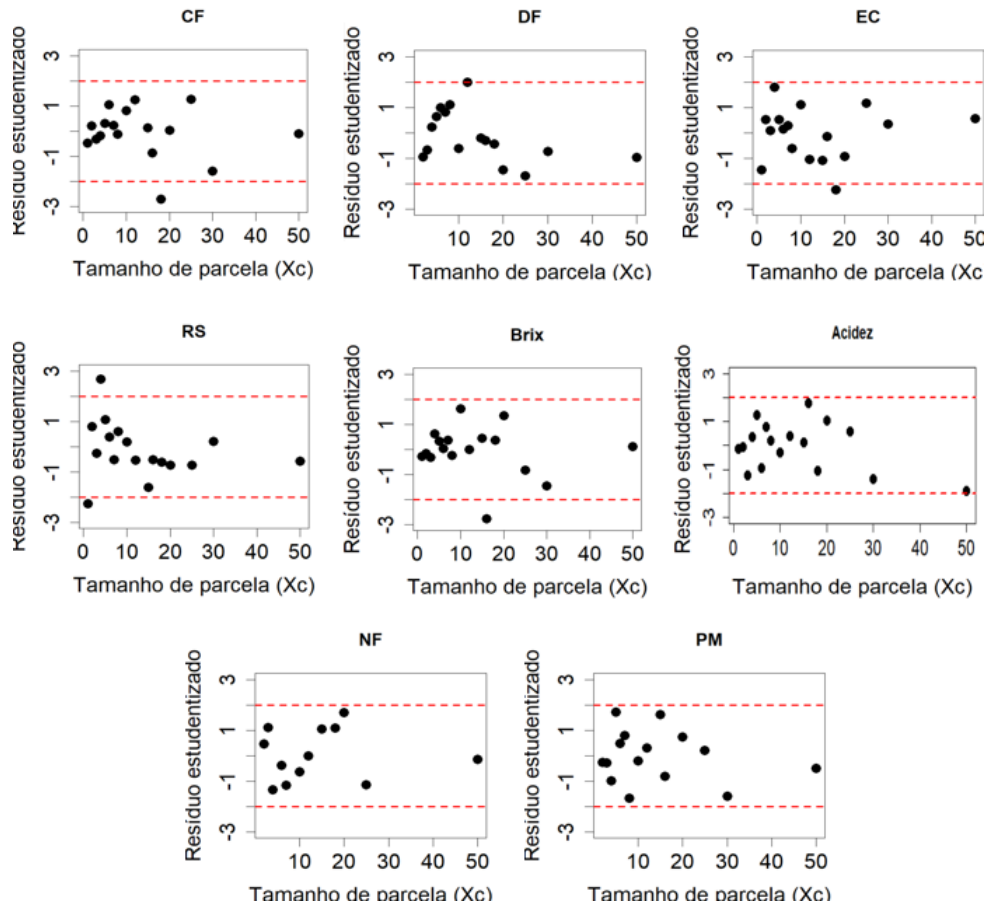
Já para o modelo  $VU_x = V_1/X^b$ , pelo teste de Shapiro-Wilk para os resíduos, não há indícios de resíduos não normais, para as variáveis em estudo CF (p-valor = 0,8519), DF (p-valor = 0,8519), EC (p-valor = 0,5835), RS (p-valor = 0,4648), Brix (p-valor = 0,7015), Acidez (p-valor = 0,7602), NF (p-valor = 0,3563) e PM (p-valor = 0,8583).

É crucial que as estimativas derivadas do modelo proposto sejam resilientes a pequenas mudanças nos dados ou mesmo no modelo, ao ajustar um modelo a uma coleção de dados. As inferências podem estar incorretas se o modelo ajustado não descrever adequadamente os dados observados. Como resultado, é importante validar o ajuste do modelo escolhido, bem como a presença de possíveis pontos influentes e suposições de erro. Técnicas de sensibilidade e análise de resíduos são ferramentas cruciais para esta etapa, pois podem ser usadas para encontrar irregularidades no modelo ajustado (Peixoto, 2013).

Observa-se, pelas figuras 29, 30 e 31, que há possíveis valores discrepantes entre os dados

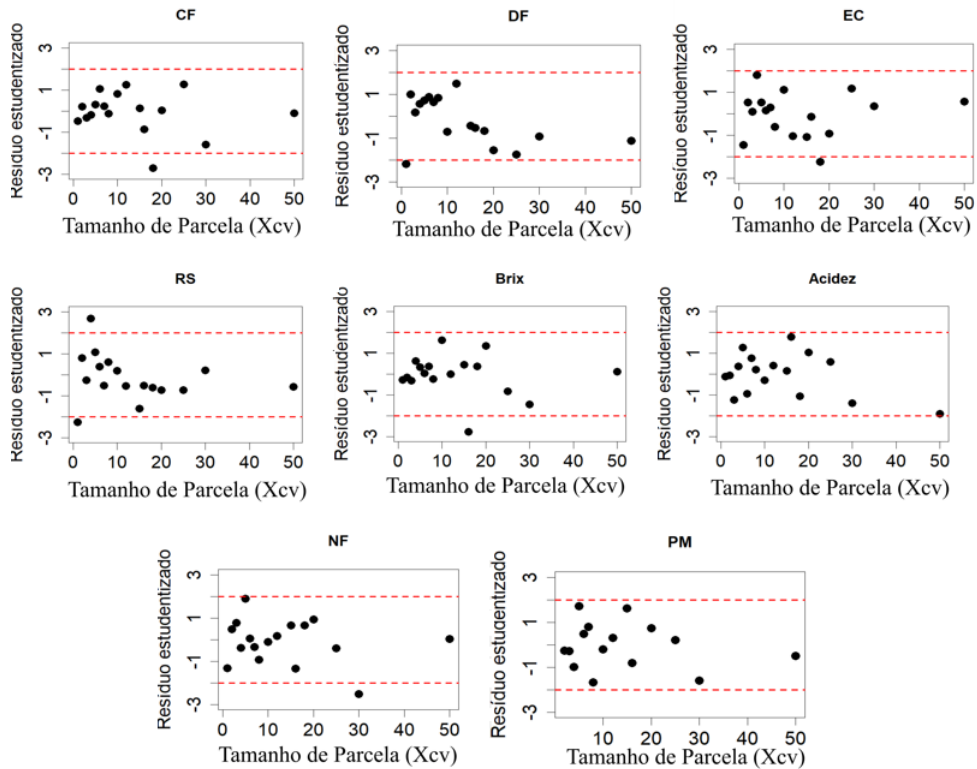
observados nas variáveis CF, EC, RS e Brix, no modelo  $CV_x = a/X^b$ , nas variáveis CF, DF, EC, RS, Brix e NF para o modelo  $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{X^b})$  e nas variáveis EC e Brix no modelo  $VU_x$ ; destaca-se que o conjunto de dados possui um número pequeno de observações.

**Figura 29.** Gráfico dos resíduos estudentizados das variáveis em estudo no modelo  $CV_x = a/X^b$  do ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo



CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); Brix: sólidos solúveis (°Bx); Acidez: ácido cítrico (%); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

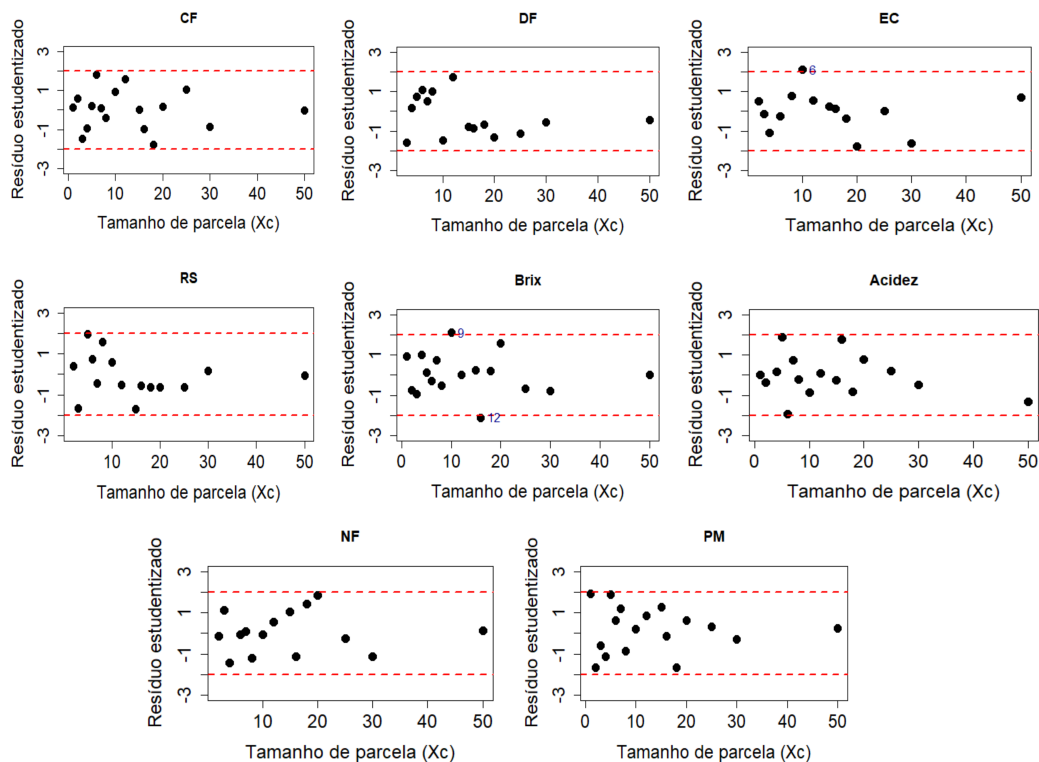
**Figura 30.** Gráfico dos resíduos estudentizados das variáveis em estudo no modelo  $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{X^b})$  do ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo



CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}\text{Bx}$ ); Acidez: ácido cítrico (%); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

É possível observar que há resíduos fora do intervalo de construção (-2,2) nos três modelos utilizados, tanto no ajuste dos modelos com coeficiente de variação quanto do modelo com variâncias; sugerindo a presença de correlação entre as observações (Figuras 29, 30 e 31). Assim sendo, tais pontos fora do intervalo relevam a relação entre as observações e o tamanho de parcela, em que uma dessas observações pode se tratar de um ponto influente. No entanto, um ponto influente não necessariamente se trata de um *outlier*, o que pode manter o resultado da análise inalterado com a remoção de tal ponto.

**Figura 31.** Gráfico dos resíduos estudentizados das variáveis em estudo no modelo  $VU_x = V_1/X^b$  do ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo



CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}\text{Bx}$ ); Acidez: ácido cítrico (%); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

Todas as inferências feitas até agora foram aproximadas linearmente. Ao examinar a curvatura de Bates e Watts, uma aproximação linear apropriada pôde ser analisada. Devido ao pequeno tamanho da amostra, a análise da não linearidade do modelo em cada conjunto de dados permitiu determinar o quão distantes as características dos estimadores não lineares estão de suas características assintóticas (Tabela 25).

Por meio das curvaturas quadráticas médias (CQM), proposta por Bates e Watts (1980), foi possível avaliar a proximidade entre um modelo não linear e um modelo linear, em que a CQM possui dois tipos de curvatura: a intrínseca (IN) e a de efeito de parâmetro (PE) (Tabela 25).

Com isso, nota-se que todas as variáveis apresentaram valores de curvatura intrínseca menores que a cota (0,5) (Ratkowsky, 1983), comprovando a validade da aproximação linear por um plano e mostrando que a localização da solução próxima às estimativas é razoavelmente plana, em ambos os modelos ajustados. Comparando os modelos, nota-se que o modelo  $VU_x$  apresentou menores valores para curvatura intrínseca, com exceção das variáveis DF, RS, NF e PM (Tabela 25).



**Tabela 25.** Medidas de curvatura quadrática média (CQM) para as variáveis em estudo, no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo, nos três modelos ajustados.

Variáveis	Modelo $CV_x = a/X^b$		Modelo $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{X^b})$		$VU_x = V_1/X^b$	
	PE	IN	PE	IN	PE	IN
CF	0,0836	0,0497	0,0836	0,0497	0,0543	0,0294
DF	0,2312	0,665	0,0903	0,0536	0,7222	0,952
EC	0,1129	0,0603	0,1129	0,0603	0,1202	0,387
RS	0,1187	0,0316	0,0693	0,0394	0,1582	0,0479
Brix	0,0619	0,363	0,0619	0,0363	0,0489	0,0270
Acidez	0,0914	0,0442	0,0914	0,0442	0,0778	0,0413
NF	0,0979	0,0282	0,0660	0,0386	0,1696	0,0515
PM	0,1586	0,0415	0,1586	0,0415	0,0819	0,0463

PE: curvatura de efeito de parâmetro; IN: curvatura intrínseca; CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); Brix: sólidos solúveis (°Bx); Acidez: ácido cítrico (%); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

Segundo Bates e Watts (1980), as coordenadas uniformes em torno de 90% são uma aproximação linear nos casos em que a curvatura de efeito de parâmetro apresentou valores entre 0,1 e 0,5. Isso é um sinal de que a maneira em que os parâmetros são colocados no modelo não afeta significativamente as inferências feitas pela aproximação linear, independentemente do tamanho amostral ser pequeno.

No entanto, com o modelo  $VU_x$ , a curvatura causada pelo efeito do parâmetro apresentou valor que ultrapassou a cota de 0,5 (variável DF). Esses resultados sugerem que nem sempre seria razoável assumir uma boa aproximação da superfície prevista por um plano de coordenadas paralelas e uniformes no ponto de solução dado o processo inferencial.

Assim sendo, os tamanhos ótimos de parcelas foram calculados pelos métodos de máxima curvatura modificado (MCM; Meier e Lessman, 1971), curvatura máxima da função  $CV_x$  modificado (MCCV) e curvatura máxima da função  $VU_x$  modificado (MCVAR) (Tabela 26) utilizando as estimativas dos parâmetros determinados anteriormente; sendo  $X_c$ ,  $X_{CV}$  e  $X_{V_x}$  o valor da abscissa no ponto de máxima curvatura, pelos métodos MCM, MCCV e MCVAR, respectivamente.

Pode-se notar, que para o método MCM os tamanhos ótimos de parcela variaram de 2 unidades básicas a 9 unidades básicas, o que faz com o que o tamanho ótimo de parcelas seja de 9 ub; levando-se em consideração todas as variáveis. No entanto, separando grupos de características agrônômicas de interesse, temos que para as variáveis relacionadas ao fruto (CF, DF e EC) recomenda-se o tamanho ótimo de parcela de 3 ub; para as variáveis relacionadas a polpa (RS, Brix e Acidez) recomenda-se o tamanho ótimo de 5 ub; e para as variáveis de produção (NF e PM) recomenda-se o tamanho ótimo de parcelas de 9 unidades básicas (Tabela 26). Este fato mostra que aumentar o tamanho da parcela é benéfico até certo ponto, após o qual as pequenas melhorias na precisão experimental não justificam o uso de parcelas maiores.

**Tabela 26.** Estimação dos tamanhos ótimos de parcela ( $X_c$ ) pelos métodos da máxima curvatura modificado (MCM), curvatura máxima da função  $CV_x$  modificado (MCCV) e curvatura máxima da função  $VU_x$  modificado (MCVAR) no ensaio de uniformidade com maracujá-amarelo.

Variáveis	$X_c$	$X_{CV}$	$X_{V_x}$
CF	1,98	1,98	4,00
DF	2,14	1,84	3,52
EC	2,38	2,39	1,25
RS	4,73	4,39	88,61
Brix	2,15	2,16	0,97
Acidez	2,33	2,33	2,94
NF	8,13	8,07	27,64
PM	3,19	3,19	20,37

CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); Brix: sólidos solúveis (°Bx); Acidez: ácido cítrico (%); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

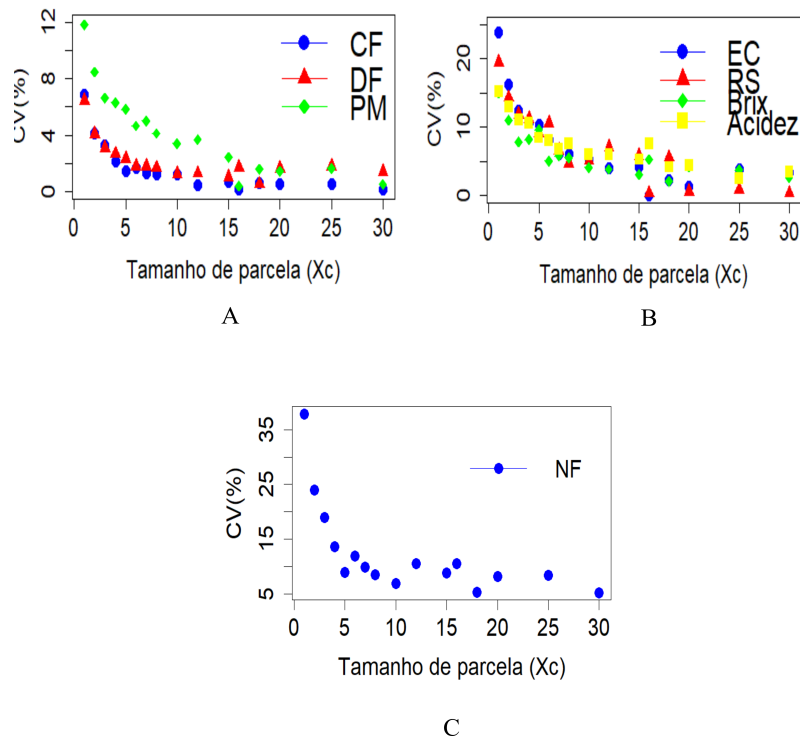
Pelo método MCCV tem-se que o tamanho ótimo de parcela foi semelhante ao estimado pelo método MCM, em que  $X_{CV}$  variou de 2 a 9 unidades básicas. Com isso, recomenda-se o tamanho ótimo de parcelas de 9 unidades básicas por parcela, considerando todas as variáveis em estudo. Já para as variáveis do fruto, recomenda-se 3 ub, para as variáveis da polpa recomenda-se 5 ub e para as variáveis de produção recomenda-se 9 ub (Tabela 26).

Avaliando o método MCVAR, tem-se que os tamanhos ótimos de parcela são superestimados, no entanto, a discrepância entre os valores de  $X_{V_x}$  não é tão grande entre as variáveis, uma vez que é uma espécie mais homogênea nas variáveis. Em que os valores variaram de 1 ub a 89 ub; uma maneira de diminuir os custos é calculando a média desses tamanhos ótimos, com isso, tem-se que o tamanho ótimo recomendado é de 19 ub por parcela. Ainda, separando por grupos de características agrônômicas de interesse, tem-se que o tamanho ótimo de parcela recomendado para as variáveis do fruto é de 4 ub, para as variáveis da polpa de 31 ub (média) e para as variáveis de produção é de 24 ub (média) (Tabela 26).

Segundo as análises anteriores, tem-se que os modelos estimados por  $CV_x = a/X^b$  e  $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{X^b})$  são melhores em relação à  $VU_x$ . No entanto, o modelo  $CV_x = a/X^b$  apresentou os menores valores para EQM e critério de Akaike em comparação aos outros modelos, com isso, têm-se que o método de MCM é o recomendado para estimar o tamanho ótimo de parcela, neste estudo.

### 5.3.2.2 Ensaio de uniformidade com maracujá-roxo

Para inspeção visual dos dados, foram gerados os gráficos de comportamento de coeficiente de variação (CV%) por tamanhos de parcela (Figura 32) e de variância por tamanho de parcela (Figura 33) em unidades básicas, das variáveis em estudo: comprimento (CF) e diâmetro do fruto (DF), espessura da casca (EC), rendimento do suco (RS), teor de sólidos solúveis (Brix), ácido cítrico (Acidez), número de frutos (NF) e peso médio dos frutos (PM).

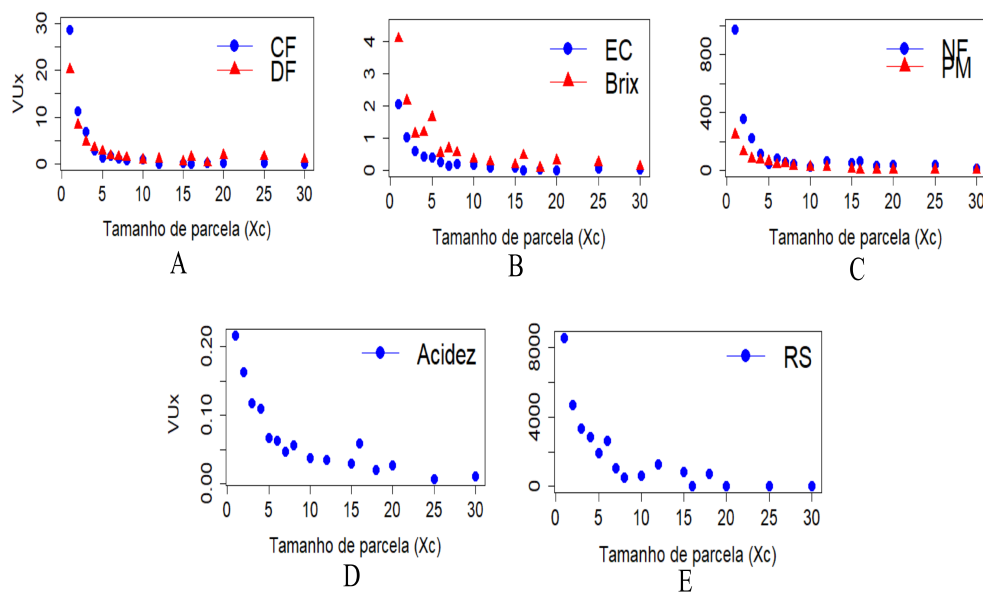
**Figura 32.** Gráfico da relação entre tamanho de parcela e coeficiente de variação em maracujá-roxo

(A) CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm) e PM: peso médio dos frutos g); (B) EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}$ Bx) e Acidez: ácido cítrico (%); (C) NF: número de frutos; .

Destaca-se que as escalas diferentes entre variáveis e modelos corresponde ao comportamento diferente em cada uma das variáveis analisadas. Além disso, há de se tomar nota que entre os modelos haverá diferença de escalas, uma vez que são calculados de maneiras diferentes; ainda, o modelo que utiliza variâncias retornará escalas maiores, já que a variância é uma medida ao quadrado (Figuras 32 e 33).

Observa-se, pelas variáveis nos dois modelos, comportamento similar em que os tamanhos de *CV* e *VU* diminuem conforme aumenta o tamanho de parcela. Ainda, sugere-se que a análise seja feita por um modelo não linear para os dois modelos analisados (Figuras 32 e 33).

**Figura 33.** Gráfico da relação entre tamanho de parcela e variância em maracujá-roxo.



(A) CF: comprimento do fruto (mm) e DF: diâmetro do fruto (mm); (B) EC: espessura da casca (mm) e Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}\text{Bx}$ ); (C) NF: número de frutos e PM: peso médio dos frutos (g); (D) Acidez: ácido cítrico (%); (E) RS: rendimento do suco (mL).

Todas as variáveis apresentaram convergência para os três modelos em análise. Os valores iniciais para os parâmetros foram obtidos pelo procedimento *brute force*, analisando graficamente o comportamento das variáveis estudadas. Com os valores iniciais foram realizados os ajustes dos modelos em relação as variáveis em estudo.

Foram obtidas as estimativas dos parâmetros do modelo  $CV_x = a/X^b$ , por aproximação assintótica, bem como o valor-p, viés de Box (%) e o intervalo de confiança (95%) para os parâmetros dos modelos. Pela tabela 27 observa-se que os parâmetros foram significativos, não obtendo nenhum intervalo com presença a constante zero. Além disso, as estimativas dos parâmetros foram todas significativas a 1% de probabilidade.

Com relação ao erro padrão, tem-se que todos os valores obtidos foram sempre menores que as estimativas em todas as variáveis estudadas, o que garante boa precisão na estimação dos parâmetros. Já para o viés de Box (%), tem-se que nenhum dos valores obtidos para os parâmetros foram maiores que a cota de 1%, o que significa que a não linearidade do viés é aceitável; indicando, um bom comportamento não linear do modelo em análise (Tabela 27).

**Tabela 27.** Estimativas dos parâmetros do modelo  $CV_x = a/X^b$ , erro padrão da estimativa, valor-p pelo teste t, viés de Box (%) e intervalo de confiança assintótico ( $IC_a$ ), para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo)

Variáveis	Parâmetros	Estimativas	E.P.E	Valor-p	Viés de box %	IC (95 %)
CF	$\hat{a}$	7,04	0,25	$1,1 \times 10^{-13}$	0,0197	[6,50;7,58]
	$\hat{b}$	0,85	0,04	$2,0 \times 10^{-12}$	0,0761	[0,76;0,93]
DF	$\hat{a}$	6,21	0,37	$1,1 \times 10^{-10}$	0,0583	[5,42;7,00]
	$\hat{b}$	0,59	0,04	$2,7 \times 10^{-9}$	0,0993	[0,50;0,69]
EC	$\hat{a}$	24,79	1,31	$2,2 \times 10^{-11}$	0,0448	[21,98;27,60]
	$\hat{b}$	0,68	0,04	$4,0 \times 10^{-10}$	0,1044	[0,58;0,77]
RS	$\hat{a}$	20,89	1,89	$2,6 \times 10^{-8}$	0,1354	[16,85;24,94]
	$\hat{b}$	0,58	0,07	$5,6 \times 10^{-7}$	0,2205	[0,44;0,73]
Brix	$\hat{a}$	15,15	0,94	$2,0 \times 10^{-10}$	0,0662	[13,13;17,17]
	$\hat{b}$	0,49	0,04	$1,2 \times 10^{-8}$	0,0703	[0,40;0,58]
Acidez	$\hat{a}$	16,31	0,85	$1,8 \times 10^{-11}$	0,0477	[14,49;18,12]
	$\hat{b}$	0,41	0,03	$4,1 \times 10^{-9}$	0,0266	[0,34;0,47]
NF	$\hat{a}$	36,53	2,09	$6,8 \times 10^{-11}$	0,0540	[32,04;41,02]
	$\hat{b}$	0,61	0,04	$1,5 \times 10^{-9}$	0,1003	[0,52;0,71]
PM	$\hat{a}$	12,45	0,76	$1,5 \times 10^{-10}$	0,0614	[10,82;14,07]
	$\hat{b}$	0,58	0,05	$4,0 \times 10^{-9}$	0,0997	[0,48;0,68]

CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}\text{Bx}$ ); Acidez: ácido cítrico (%); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

Também foram obtidas as estimativas dos parâmetros do modelo  $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{X^b})$ , por aproximação assintótica, bem como o valor-p, viés de Box (%) e o intervalo de confiança (95%) para os parâmetros dos modelos. Observa-se, pela tabela 28, que as estimativas dos parâmetros foram todas significativas a 1% de probabilidade.

Ainda na tabela 28, com relação ao erro padrão, tem-se que todos os valores obtidos foram sempre menores que as estimativas em todas as variáveis estudadas, o que garante boa precisão na estimação dos parâmetros. Nenhum dos valores de viés de Box (%) foram maiores que a cota de 1%, o que significa que a não linearidade do viés é aceitável; indicando, um bom comportamento não linear do modelo em análise.

**Tabela 28.** Estimativas dos parâmetros do modelo  $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{X^b})$ , erro padrão da estimativa, valor-p pelo teste t, viés de Box (%) e intervalo de confiança assintótico ( $IC_a$ ), para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo)

Variáveis	Parâmetros	Estimativas	E.P.E	Valor-p	Viés de Box (%)	IC (95%)
CF	$\hat{V}_1$	549,48	19,64	$1,10 \times 10^{-13}$	0,0197	[507,36;591,59]
	$b$	1,69	0,07	$2,00 \times 10^{-12}$	0,0761	[1,53;1,85]
DF	$\hat{V}_1$	432,72	25,67	$1,08 \times 10^{-10}$	0,0583	[377,65;487,79]
	$b$	1,18	0,09	$2,72 \times 10^{-12}$	0,0993	[0,99;1,38]
EC	$\hat{V}_1$	149,96	7,91	$2,20 \times 10^{-11}$	0,0448	[133,01;166,92]
	$b$	1,35	0,09	$3,96 \times 10^{-10}$	0,1044	[1,16;1,54]
RS	$\hat{V}_1$	9968,18	889,73	$2,59 \times 10^{-8}$	0,1354	[8038,46;11897,91]
	$b$	1,16	0,13	$5,58 \times 10^{-7}$	0,2205	[0,87;1,45]
Brix	$\hat{V}_1$	204,63	12,72	$2,02 \times 10^{-10}$	0,0663	[177,34;231,92]
	$b$	0,98	0,08	$1,18 \times 10^{-8}$	0,0703	[0,81;1,16]
Acidez	$\hat{V}_1$	49,90	2,59	$1,76 \times 10^{-11}$	0,0477	[44,35;55,45]
	$b$	0,81	0,06	$4,07 \times 10^{-9}$	0,0266	[0,68;0,95]
NF	$\hat{V}_1$	3005	172,30	$6,80 \times 10^{-11}$	0,0540	[2635,60;3374,54]
	$b$	1,23	0,09	$1,53 \times 10^{-9}$	0,1003	[1,04;1,42]
PM	$\hat{V}_1$	1651	100,4	$1,49 \times 10^{-10}$	0,0614	[1436,12;1866,79]
	$b$	1,16	0,09	$4,02 \times 10^{-9}$	0,0997	[0,97;1,35]

CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); Brix: sólidos solúveis (°Bx); Acidez: ácido cítrico (%); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

Foram obtidas as estimativas dos parâmetros, por aproximação assintótica, bem como o valor-p, viés de Box (%) e o intervalo de confiança (95%). Pela tabela 29 observa-se que as estimativas dos parâmetros foram todas significativas a 1% de probabilidade.

Com relação ao erro padrão, tem-se que todos os valores obtidos foram sempre menores que as estimativas em todas as variáveis estudadas, o que garante boa precisão do cálculo das estimativas. Já para o viés de Box (%), tem-se que nenhum dos valores obtidos para os parâmetros foram maiores que a cota de 1%, o que significa que a não linearidade pelo viés de Box é aceitável; indicando, um bom comportamento não linear do modelo em análise (Tabela 29).

**Tabela 29.** Estimativas dos parâmetros do modelo  $VU_x = V_1/X^b$ , erro padrão da estimativa, valor-p pelo teste t, viés de Box (%) e intervalo de confiança assintótico ( $IC_a$ ), para as variáveis em estudo no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo

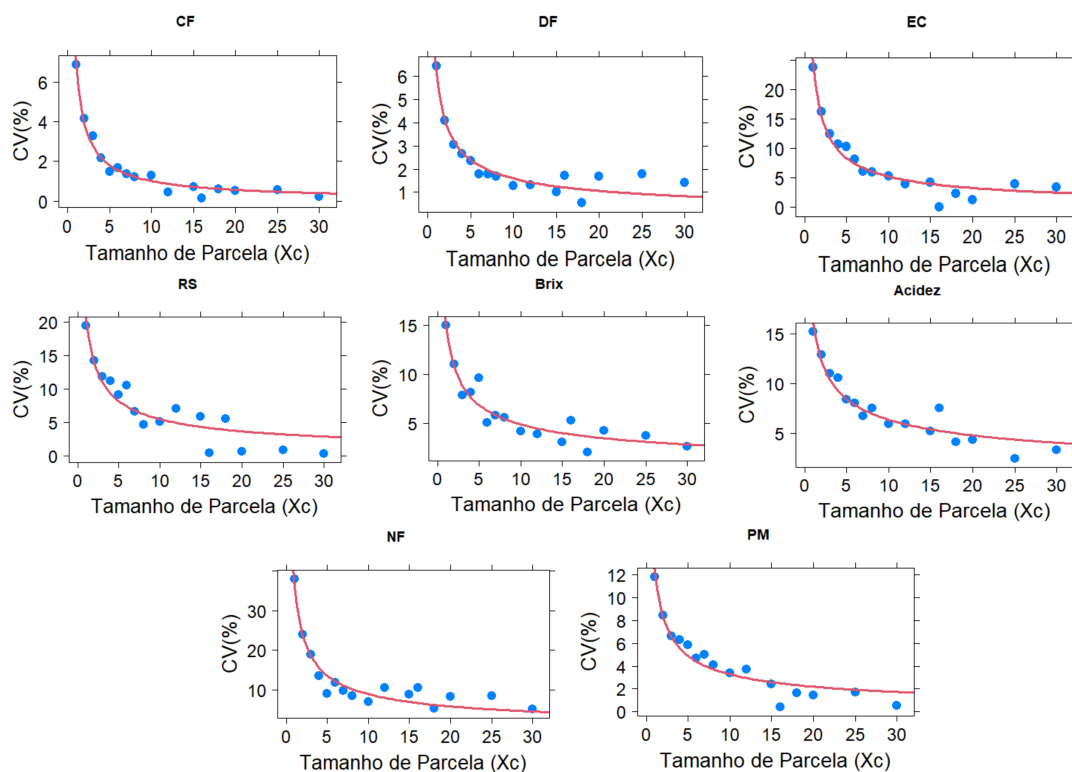
Variáveis	Parâmetros	Estimativas	E.P.E	Valor-p	Viés de box %	IC (95 %)
CF	$V_1$	28,59	0,25	$2,0 \times 10^{-16}$	0,0002	[28,04;29,13]
	$\hat{b}$	1,69	0,04	$1,7 \times 10^{-13}$	0,0747	[1,61;1,780]
DF	$V_1$	20,07	0,27	$4,1 \times 10^{-16}$	0,0023	[19,46;20,67]
	$\hat{b}$	1,29	0,03	$2,9 \times 10^{-14}$	0,0271	[1,23;1,35]
EC	$V_1$	2,10	0,05	$< 2 \times 10^{-14}$	0,0793	[1,99;2,19]
	$\hat{b}$	1,13	0,03	$1,3 \times 10^{-14}$	0,0435	[1,05;1,20]
RS	$V_1$	8800	460	$2,1 \times 10^{-11}$	0,0413	[7784,4;9760,2]
	$\hat{b}$	0,94	0,06	$4,6 \times 10^{-10}$	0,2032	[0,80;1,07]
Brix	$V_1$	4,10	0,12	$6,9 \times 10^{-14}$	0,0149	[3,83;4,37]
	$\hat{b}$	1,01	0,04	$3,1 \times 10^{-12}$	0,0936	[0,92;1,09]
Acidez	$V_1$	0,31	0,02	$7,3 \times 10^{-9}$	0,2609	[0,26;0,36]
	$\hat{b}$	0,89	0,05	$7,6 \times 10^{-10}$	0,0965	[0,78;1,01]
NF	$V_1$	970,2	26,75	$3,0 \times 10^{-15}$	0,0093	[912,84;1027,59]
	$\hat{b}$	1,43	0,06	$1,2 \times 10^{-12}$	0,1382	[1,29; 1,56]
PM	$V_1$	248,16	7,68	$1,5 \times 10^{-14}$	0,0141	[231,69;264,62]
	$\hat{b}$	0,99	0,04	$4,5 \times 10^{-13}$	0,0795	[0,91;1,08]

CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}\text{Bx}$ ); Acidez: ácido cítrico (%); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

As estimativas foram obtidas devido ao ajuste dos modelos  $CV_x = a/X^b$  (Figura 34),  $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{X^b})$  (Figura 35) e  $VU_x = V_1/X^b$  (Figura 36) em relação às variáveis estudadas: comprimento (CF) e diâmetro do fruto (DF), espessura da casca (EC), rendimento do suco (RS), teor de sólidos solúveis (Brix), ácido cítrico (Acidez), número de frutos (NF) e peso médio dos frutos (PM).

Com isso, pode-se observar que o modelo se ajustou aos dados, uma vez que a curva de ajuste está próxima ao conjunto de dados. Além disso, nota-se que a partir de um determinado ponto a curva tende à ser uma constante, o que significa que a partir deste ponto não haveria ganho com precisão. Apesar de bom ajuste, o modelo  $CV_x = a/X^b$  apresenta alguns pontos consideravelmente afastados da curva de ajuste como, por exemplo, as variáveis DF e RS (Figura 34).

**Figura 34.** Ajuste modelo  $CV_x = a/X^b$  da relação entre o tamanho de parcela e o coeficiente de variação no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo

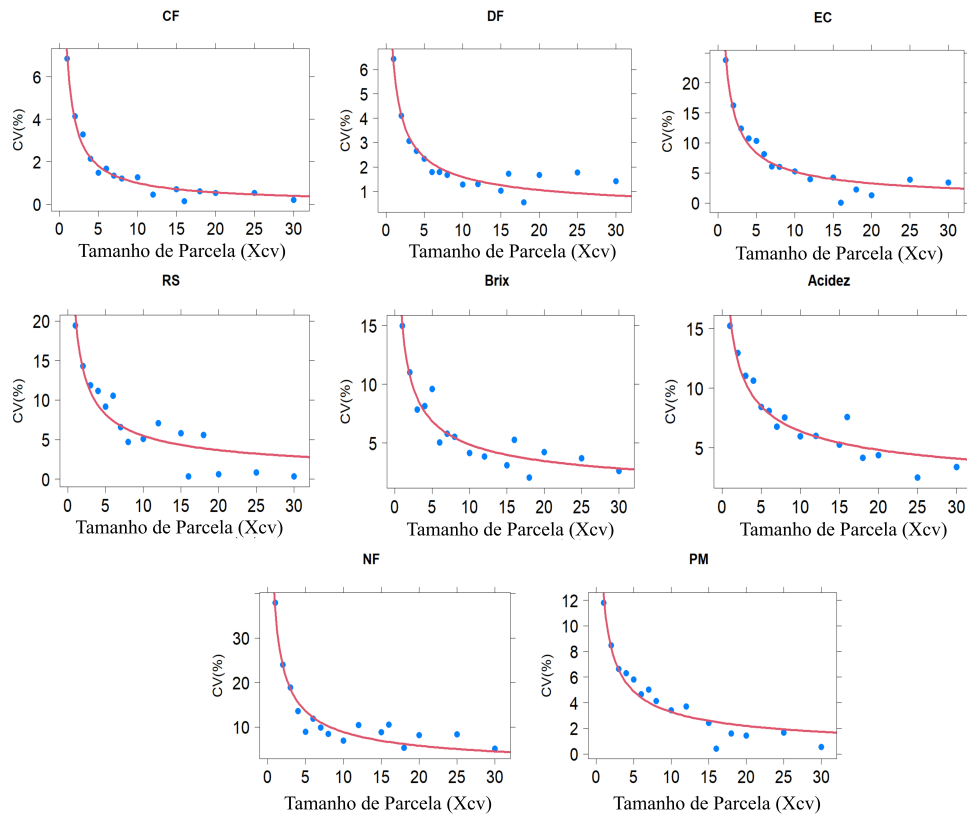


CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}$ Bx); Acidez: ácido cítrico (%); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

Observa-se também, bom ajuste do modelo  $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{X^b})$ , no entanto, pode-se notar ainda, que alguns pontos se encontram afastados da curva para algumas variáveis, como DF, EC, RS e PM (Tabela 35), o que não compromete a qualidade do ajuste (Figura 35).



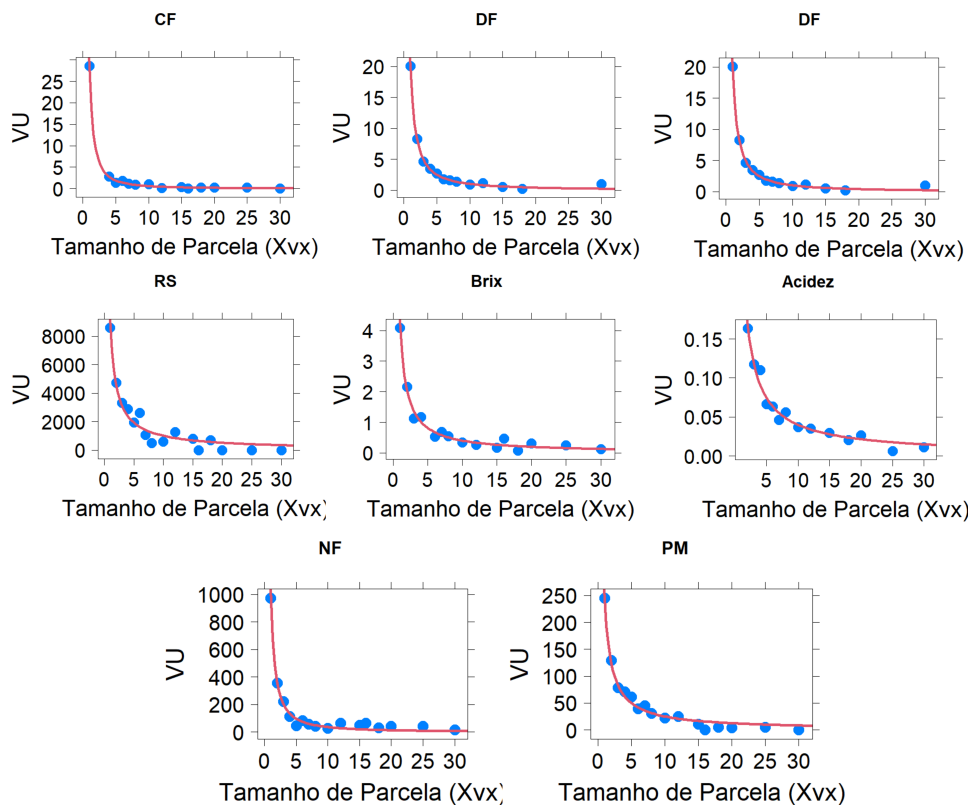
**Figura 35.** Ajuste modelo  $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{X^b})$  da relação entre o tamanho de parcela e o coeficiente de variação no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo



CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}$ Bx); Acidez: ácido cítrico (%); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

Já para o modelo  $VU_x$  também observa-se bom ajuste aos dados, uma vez que a curva está próxima ao conjunto de dados. Comparado aos modelos anteriores, tem-se que este modelo apresenta melhor ajuste, uma vez que a curva contempla todo o conjunto de dados (Figura 36).

**Figura 36.** Ajuste modelo  $VU_x = V_1/X^b$  da relação entre o tamanho de parcela e o coeficiente de variação no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo



CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}$ Bx); Acidez: ácido cítrico (%); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

Calculando-se os coeficientes de determinação ( $R^2$ ) foi possível corroborar a qualidade do ajuste visto nas figuras apresentadas anteriormente (Figuras 34, 35, 36), uma vez que para os modelos  $CV_x = a/X^b$  e  $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{X^b})$  o  $R^2$  variou de 85% a 98%, onde nota-se que os modelos que utilizam o coeficiente de variação obtiveram valores semelhantes. Para o modelo  $VU_x = V_1/X^b$  o  $R^2$  variou de 96% a 99%; o que indica que o modelo  $VU_x$  teve melhor qualidade ajuste comparado aos demais modelos. No entanto, comparando os valores do erro quadrático médio (EQM) e do critério de Akaike (AIC) entre os modelos utilizados, tem-se que os menores valores obtidos, de modo geral, foram para os modelos  $CV_x = a/X^b$  e  $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{X^b})$ , embora que para as variáveis Acidez e EC os critérios apontam que o melhor modelo seria  $VU_x$ ; o que sugere que esses modelos sejam os mais apropriados para determinar o tamanho ótimo de parcelas para maracujá-roxo (Tabela 30).

**Tabela 30.** Coeficiente de determinação ( $R^2$ ), Erro quadrático médio (EQM) e valores do critério de Akaike (AIC) para os modelos ajustados no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo

Modelo	Variáveis	$R^2$	EQM	AIC	
$CV_x = a/X^b$	CF	0,98	0,06	7,4764	
	DF	0,92	0,16	21,623	
	EC	0,95	1,86	61,357	
	RS	0,85	4,10	73,973	
	Brix	0,94	1,09	41,468	
	Acidez	0,98	0,94	14,639	
	NF	0,92	4,95	76,998	
	PM	0,93	0,66	44,758	
	$CV_x = V_1/(M_1\sqrt{X^b})$	CF	0,98	0,06	7,4764
		DF	0,92	0,16	21,623
EC		0,95	1,86	61,357	
RS		0,85	4,10	73,973	
Brix		0,90	1,09	52,753	
Acidez		0,92	0,94	50,471	
NF		0,92	4,95	76,998	
PM		0,93	0,66	44,758	
$VU_x = V_1/X^b$		CF	0,99	116,29	4,6207
		DF	0,99	75,44	7,8449
	EC	0,99	0,002	-46,851	
	RS	0,96	208,797	247,392	
	Brix	0,99	2,48	-14,516	
	Acidez	0,97	0,073	-91,296	
	NF	0,99	648,51	155,001	
	PM	0,98	57,14	116,13	

CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}\text{Bx}$ ); Acidez: ácido cítrico (%); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

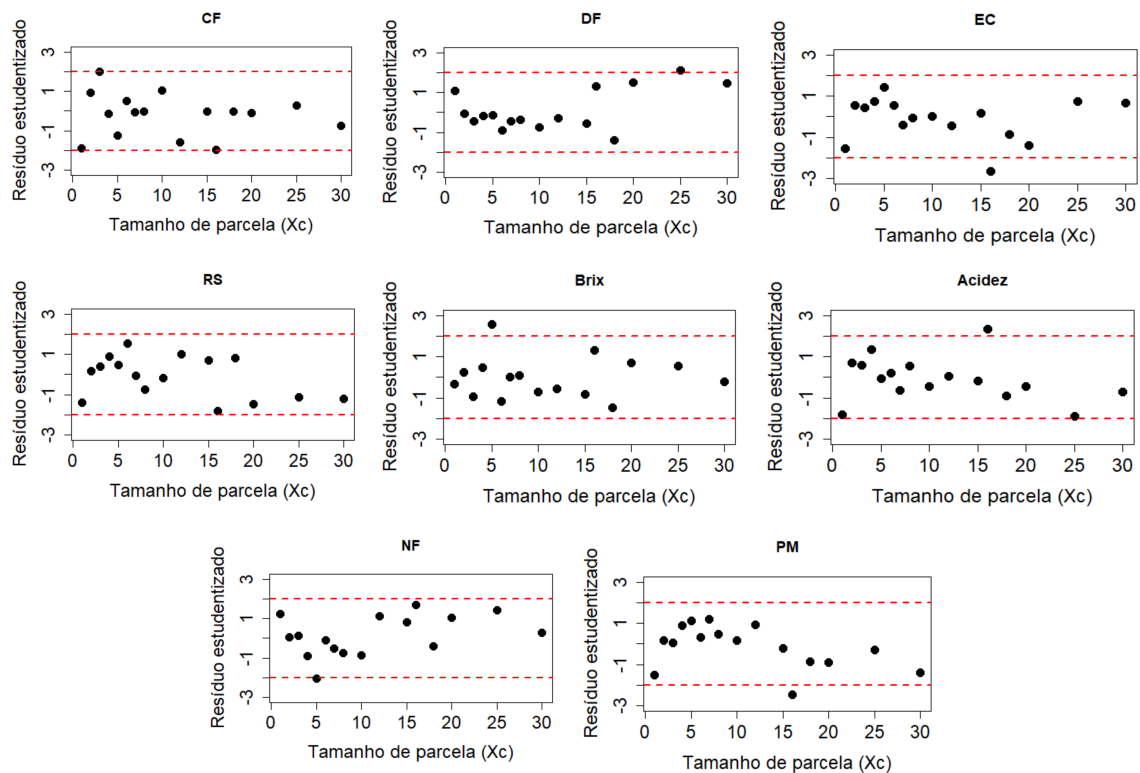
A análise de diagnóstico foi realizada a fim de validar os modelos utilizados. A princípio realizou-se o teste de Shapiro-Wilk para os resíduos do modelo ajustado ( $CV_x = a/X^b$ ) considerando cada variável em estudo. Como resultado, nenhuma variável apresentou indícios de não normalidade sendo CF (p-valor = 0,8358), DF (p-valor = 0,0856), EC (p-valor = 0,1944), RS (p-valor = 0,6651), Brix (p-valor = 0,9956), Acidez (p-valor = 0,8033), NF (p-valor = 0,9223) e PM (p-valor = 0,3908).

Já para o modelo  $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{X^b})$ , pelo teste de Shapiro-Wilk não houve indícios de não normalidade, sendo CF (p-valor = 0,8358), DF (p-valor = 0,0856), EC (p-valor = 0,1944), RS (p-valor = 0,6651), Brix (p-valor = 0,4219), Acidez (p-valor = 0,8720), NF (p-valor = 0,9223) e PM (p-valor = 0,3908).

Para o modelo  $VU_x$ , pelo teste de Shapiro-Wilk não houve indícios de não normalidade, sendo CF (p-valor = 0,2352), DF (p-valor = 0,0500), EC (p-valor = 0,7528), RS (p-valor = 0,5506), Brix (p-valor = 0,8876), Acidez (p-valor = 0,2242), NF (p-valor = 0,5970) e PM (p-valor = 0,6097).

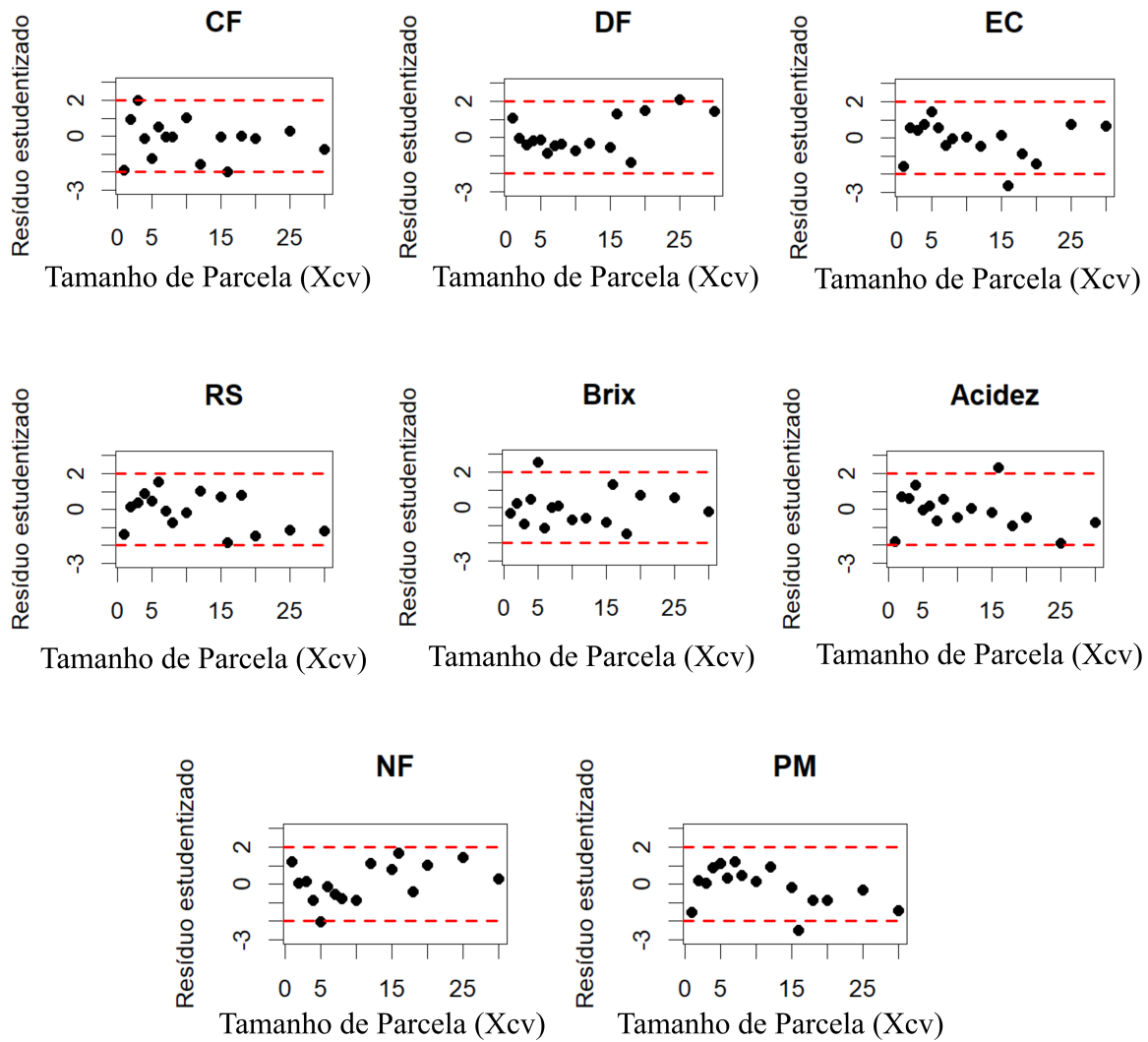
Verifica-se que há possíveis valores discrepantes entre conjunto de dados observados nas variáveis EC, Brix e Acidez, no modelo  $CV_x = a/X^b$ , das variáveis EC, Brix, Acidez e PM no modelo  $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{X^b})$  e das variáveis CF, DF, EC e Acidez no modelo  $VU_x = V_1/X^b$ ; vale ressaltar que trata-se de um conjunto pequeno de observações (Figuras 37, 38 e 39).

**Figura 37.** Gráfico dos resíduos estudentizados das variáveis em estudo no modelo  $CV_x = a/X^b$  do ensaio de uniformidade com maracujá-roxo



CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); Brix: sólidos solúveis (°Bx); Acidez: ácido cítrico (%); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

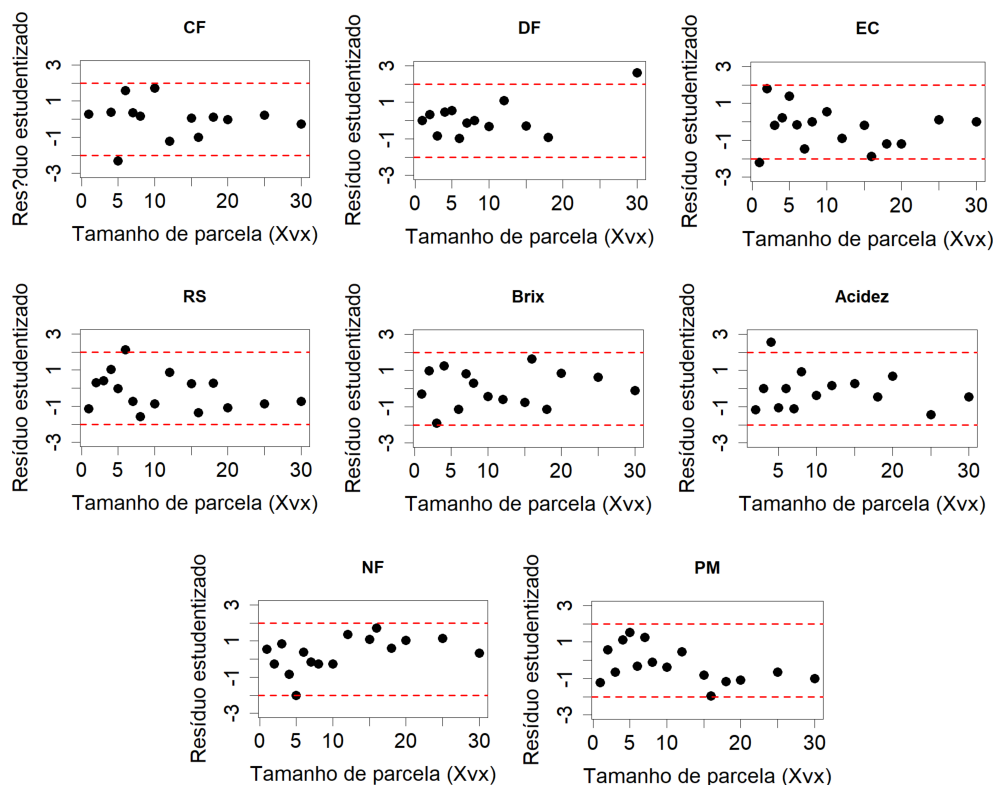
**Figura 38.** Gráfico dos resíduos estudentizados das variáveis em estudo no modelo  $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{X^b})$  do ensaio de uniformidade com maracujá-roxo



CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}\text{Bx}$ ); Acidez: ácido cítrico (%); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

Nota-se que há resíduos fora do intervalo de construção  $(-2,2)$  nos três modelos; o que pode sugerir correlação entre as observações. Isto posto, tem-se que tais pontos podem se tratar de pontos influentes, todavia pode não ser um *outlier*, o que manteria o resultado da análise inalterado (Figuras 37, 38 e 39).

**Figura 39.** Gráfico dos resíduos estudentizados das variáveis em estudo no modelo  $VU_x = V_1/X^b$  do ensaio de uniformidade com maracujá-roxo



CF: comprimento do fruto (mm); DF: diâmetro do fruto (mm); EC: espessura da casca (mm); RS: rendimento do suco (mL); Brix: sólidos solúveis ( $^{\circ}$ Bx); Acidez: ácido cítrico (%); NF: número de frutos; PM: peso médio dos frutos (g).

Até então, todas as conclusões e inferências foram aproximadas linearmente. Foi possível analisar uma aproximação linear adequada observando a curvatura de Bates e Watts. A análise de não linearidade do modelo em cada conjunto de dados permitiu medir o quão longe as propriedades dos estimadores não lineares estão de suas propriedades assintóticas devido ao tamanho amostral limitado (Tabela 31).

Foi possível analisar a proximidade entre um modelo não linear e um modelo linear por meio das curvaturas quadráticas médias (CQM), sendo que CQM contém dois tipos de curvatura: a intrínseca (IN) e a de efeito de parâmetro (PE) (Tabela 31).

Isto posto, tem-se que as variáveis apresentaram valores de curvatura intrínseca menores que a cota (0,5), comprovando a validade da aproximação linear por um plano e mostrando que a localização da solução próxima às estimativas é razoavelmente plana em todos os modelos ajustados (Tabela 31).

**Tabela 31.** Medidas de curvatura quadrática média (CQM) para as variáveis em estudo, no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo, nos três modelos ajustados

Variáveis	Modelo $CV_x = a/X^b$		Modelo $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{X^b})$		Modelo $VU_x = V_1/X^b$	
	PE	IN	PE	IN	PE	IN
CF	0,0923	0,0529	0,0923	0,0529	0,1136	0,0261
DF	0,1229	0,0690	0,1229	0,0690	0,0563	0,0287
EC	0,1156	0,0664	0,1156	0,0664	0,0793	0,0435
RS	0,1859	0,1040	0,1859	0,1040	0,1496	0,0846
Brix	0,0989	0,0515	0,1254	0,0661	0,1013	0,0576
Acidez	0,1138	0,0257	0,1070	0,0512	0,2293	0,0652
NF	0,1202	0,0681	0,1202	0,0681	0,1258	0,0654
PM	0,1252	0,0700	0,1252	0,0700	0,0935	0,025

As coordenadas uniformes em torno de 90%, segundo Bates e Watts (1980), são uma aproximação linear nos casos em que a curvatura de efeito do parâmetro apresentou valores entre 0,1 e 0,5. O que significa que a maneira em que os parâmetros são utilizados no modelo não afeta de modo significativo as inferências realizadas pela aproximação linear, mesmo que o tamanho amostral seja considerado pequeno (Tabela 31).

Logo, temos que os tamanhos de parcela foram calculados pelos métodos de máxima curvatura modificado (MCM; Meier e Lessman (1971)), curvatura máxima da função  $CV_x$  modificado (MCCV) e curvatura máxima da função  $VU_x$  modificado (MCVAR) (Tabela 32) utilizando as estimativas dos parâmetros determinados anteriormente (Tabelas 27, 28, 29); em que,  $X_c$ ,  $X_{CV}$  e  $X_{V_x}$  são os valores da abscissa no ponto de máxima curvatura, para os métodos MCM, MCCV e MCVAR, respectivamente.

Observa-se que para o método MCM os tamanhos de parcelas variaram de 3 a 7 unidades básicas (ub), portanto o tamanho ótimo de parcelas será de 7 ub englobando todas as variáveis. Agora, separando em grupos de características agrônômicas de interesse, tem-se que as variáveis relacionadas ao fruto (CF, DF e EC) recomenda-se 6 ub, para as variáveis relacionadas a polpa (RS, Brix e Acidez) recomenda-se 5 ub e para as variáveis de produção (NF e PM) recomenda-se 7 ub (Tabela 32). O que significa que a partir destes tamanhos não se tem ganho de precisão.

Pelo MCCV foram obtidos valores de  $X_{CV}$  que variaram de 3 a 7 ub. Com isso, sugere-se tamanho ótimo de parcelas de 7 unidades básicas por parcela, para todas as variáveis. Já para as variáveis relacionadas ao fruto sugere-se 6 ub, para as variáveis relacionadas à polpa 5 e para as variáveis de produção, 7 ub por parcela (Tabela 32).

**Tabela 32.** Estimação dos tamanhos ótimos de parcela ( $X_c$ ) pelos métodos da máxima curvatura modificado (MCM), curvatura máxima da função  $CV_x$  modificado (MCCV) e curvatura máxima da função  $VU_x$  modificado (MCVAR) no ensaio de uniformidade com maracujá-roxo

Variáveis	$X_c$	$X_{CV}$	$X_{V_x}$
CF	2,59	2,59	4,36
DF	2,14	2,14	4,22
EC	5,17	5,17	1,51
RS	4,58	4,58	104,44
Brix	3,58	3,55	2,03
Acidez	3,98	3,46	0,50
NF	6,54	6,54	20,12
PM	3,30	3,30	15,88

Já para o método MCVAR temos que o método estimou valores para  $X_{V_x}$  muito altos, como em RS com 105 ub. Portanto, se a recomendação for baseada em todas as variáveis serão necessárias 105 ub por parcela ou, a fim de diminuir os custos, pode-se calcular a médias entre os tamanhos ótimos de parcela, sendo assim recomenda-se 20 ub. Agora, considerando variáveis do fruto (CF, DF, EC)

recomenda-se 5 ub, para as variáveis da polpa (RS, Brix, Acidez) recomenda-se 105 ub ou calculando a média 36 ub e por fim, para as variáveis de produção (NF, PM) recomenda-se 21 ub ou calculando a média, 18 ub (Tabela 32).

Segundo as análises anteriores, tem-se que os modelos estimados por  $CV_x = a/X^b$  (MCM) e  $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{X^b})$  (MCCV), são melhores em relação à  $VU_x$  para se determinar o tamanho ótimo de parcelas com maracujá-roxo, assim sendo, são sugeridos neste trabalho, os métodos MCM e MCCV.

#### 5.4 Conclusão

As medidas de não linearidade utilizadas demonstraram que os modelos  $CV_x = a/X^b$ ,  $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{X^b})$  e  $VU_x = V_1/X^b$  têm comportamento próximo ao linear, sendo adequados para se determinar o tamanho ótimo de parcelas por meio de não linearização, tanto para maracujá-amarelo quanto maracujá-roxo. O que obteve melhores resultados para o maracujá-amarelo foi o modelo  $CV_x = a/X^b$  utilizado no método de máxima curvatura modificado e para o maracujá-roxo foram os modelos  $CV_x = a/X^b$  e  $CV_x = V_1/(M_1\sqrt{X^b})$  utilizados no método de máxima curvatura modificado e método da curvatura máxima da função  $CV_x$  modificado.

Para o maracujá-amarelo recomenda-se 3 plantas por parcela para as variáveis do fruto (comprimento e diâmetro dos frutos e espessura da casca), 5 plantas por parcela para as variáveis da polpa (rendimento do suco, teor de sólidos solúveis e ácido cítrico) e 9 plantas por parcela para as variáveis de produção (número de frutos e peso médio dos frutos).

Já para o maracujá-roxo, recomenda-se 6 plantas por parcela para as variáveis do fruto (comprimento e diâmetro dos frutos e espessura da casca), 5 plantas por parcela para as variáveis da polpa (rendimento do suco, teor de sólidos solúveis e ácido cítrico) e 7 plantas por parcela para as variáveis de produção (número de frutos e peso médio dos frutos).

#### Referências

- Araujo, L. d. S., Costa, E. M. R., Soares, T. L., Santos, I. S. d., e Jesus, O. N. d. (2017). Effect of time and storage conditions on the physical and physico-chemical characteristics of the pulp of yellow and purple passion fruit. *Food Science and Technology*, 37:500–506.
- Bailey, M., Sarkhosh, A., Rezazadeh, A., Anderson, J., Chambers, A., e Crane, J. H. (2021). The passion fruit in florida. *EDIS*, 2021(1).
- Bates, D. M. e Watts, D. G. (1980). Relative curvature measures of nonlinearity. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 42(1):1–16.
- Bates, D. M. e Watts, D. G., editors (1988). *Nonlinear Regression Analysis and Its Applications*. John Wiley & Sons, Inc.
- Bem, C. M. d., Cargnelutti Filho, A., Carini, F., e Pezzini, R. V. (2020). Univariate and multivariate nonlinear models in productive traits of the sunn hemp. *Revista Ciência Agronômica*, 51.
- Box, M. (1971). Bias in nonlinear estimation. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 33(2):171–190.
- Cargnelutti Filho, A., Araujo, M. M., Gasparin, E., e Foltz, D. R. B. (2018). Dimensionamento amostral para avaliação de altura e diâmetro de plantas de timbaúva. *Floresta e Ambiente*, 25(1).
- Castillo, N. R., Ambachew, D., Melgarejo, L. M., e Blair, M. W. (2020). Morphological and agronomic variability among cultivars, landraces, and genebank accessions of purple passion fruit, *passiflora edulis* f. *edulis*. *HortScience*, 55(6):768–777.



- Faleiro, F., Oliveira, J. d. S., e Junqueira, N. (2019). Banco ativo de germoplasma de passiflora 'flor da paixão': aspectos históricos e a importância da conservação e caracterização de recursos genéticos. *Embrapa Cerrados-Capítulo em livro técnico (INFOTECA-E)*.
- Faleiro, F. G. e Junqueira, N. T. V. (2016). Maracujá: 500 perguntas e 500 respostas. *Brasília, DF: Embrapa Informação Tecnológica*.
- Fernandes, T. J., Muniz, J. A., Pereira, A. A., Muniz, F. R., e Muianga, C. A. (2015). < b> parameterization effects in nonlinear models to describe growth curves. *Acta Scientiarum. Technology*, 37(4):397–402.
- Gazola, S., Scapim, C. A., Braccini, A. L., Júnior, A. T. d. A., e Vivas, M. (2017). Modelo não lineares na análise de curvas de percentuais germinativos de sementes de milho. *Revista Brasileira de Milho e Sorgo*, 16(1):142–152.
- Hurtado-Salazar, A., Silva, D. F. P. d., Sedyama, C. S., e Bruckner, C. H. (2015). Caracterização física e química de frutos de maracujazeiro-amarelo enxertado em espécies silvestres do gênero passiflora cultivado em ambiente protegido. *Revista Brasileira de Fruticultura*, 37:635–643.
- Krause, W., Neves, L. G., Viana, A. P., Araújo, C. A. T., e Faleiro, F. G. (2012). Produtividade e qualidade de frutos de cultivares de maracujazeiro-amarelo com ou sem polinização artificial. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, 47:1737–1742.
- Lessman, K. J. e Atkins, R. E. (1963). Optimum plot size and relative efficiency of lattice designs for grain sorghum yield tests. *Crop Science Society of America*, 3:477–481.
- Meier, V. D. e Lessman, K. J. (1971). Estimation of optimum field plot shape and size for testing yield in crambe abyssinica hochst.1. *Crop Science*, 11(5):648.
- Peixoto, A. P. B. (2013). *Análise da dinâmica do potássio e nitrato em colunas de solo não saturado por meio de modelos não lineares e multiresposta*. PhD thesis, Universidade de São Paulo.
- Pereira, L. D., do Valle, K. D., de Souza, L. K. F., Paiva, E. F., de Castro Bolina, C., dos Reis, E. F., Salazar, A. H., e da Silva, D. F. P. (2018). Caracterização de frutos de diferentes espécies de maracujazeiro. *Revista Brasileira de Agropecuária Sustentável*, 8(2).
- Pérez, J. O. e Liscano, G. M. (2012). Aspectos generales de la gulupa. *Tecnología para el cultivo de la Gulupa en Colombia*, page 7.
- Ratkowsky, D. (1983). Nonlinear regression modelling.
- Ratkowsky, D. A. (1990). *Handbook of nonlinear regression models*. Number 04; QA278. 2, R3.
- Silva, G. e Souza, M. (2020a). Origin of the cultivated passion fruit *passiflora edulis* f. *flavicarpa* and genomic relationships among species of the subgenera *decaloba* and *passiflora*. *Plant Biology*, 22(3):533–540.
- Silva, P. V. d. e Savian, T. V. (2019). Chanter model: nonlinear modeling of the fruit growth of cocoa. *Ciência Rural*, 49.
- Storck, L., Lúcio, A. D., Krause, W., Araújo, D. V. d., e Silva, C. A. (2014). Scaling the number of plants per plot and number of plots per genotype of yellow passion fruit plants. *Acta Scientiarum. Agronomy*, 36(1):73–78.

Thokchom, R. e Mandal, G. (2017). Production preference and importance of passion fruit (*passiflora edulis*): A review. *J. Agric. Eng. Food Technol*, 4:27–30.

Zeviani, W. M., Silva, C. A., Carneiro, W. J. d. O., e Muniz, J. A. (2012). Modelos não lineares para a liberação de potássio de esterco animal em latossolos. *Ciência Rural*, 42:1789–1796.



## 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Dentre as referências sobre determinação de tamanho e forma de parcela, por meio de linearização dos modelos, para várias culturas e metodologias, tanto no Brasil quanto internacionalmente, é bastante substancial e inclui uma gama de estudos concluídos. No entanto, para o cultivo de maracujá-amarelo em campo, houve apenas um resultado publicado em revista de circulação nacional e com maracujá-roxo não houve resultados. Não há trabalhos com o uso de medidas de não linearidade com métodos para estimar o tamanho ótimo de parcela.

Com isso, as estimativas de tamanho de parcela precisam ser calculadas especificamente para cada experimento, ou seja, para cada espécie, pois esse valor é indicado pelo local onde a planta foi colocada, características da planta e número de plantas por unidade.

Os resultados aqui obtidos mostraram que determinando os tamanhos ótimos de parcela por meio de linearização dos modelos, para o maracujá-amarelo, o tamanho ótimo de parcelas é de 4 plantas por parcela para as variáveis relacionadas ao fruto (comprimento do fruto, diâmetro do fruto e espessura da casca), de 5 plantas por parcela para as variáveis relacionadas a polpa (rendimento do suco, Brix e Acidez) e para as variáveis de produção (número de frutos e peso médio dos frutos) sugere-se o tamanho ótimo de 9 plantas por parcela. Já para o maracujá-roxo, recomenda-se utilizar o tamanho ótimo de parcelas de 6 plantas por parcela para as variáveis relacionadas ao fruto, 5 plantas por parcela para as variáveis relacionadas a polpa e 7 plantas por parcela para as variáveis de produção; levando-se em consideração o número de unidades que satisfaz todas as variáveis em cada método.

Os resultados aqui obtidos mostraram que determinando os tamanhos ótimos de parcela por meio de não linearização dos modelos, para o maracujá-amarelo, o tamanhos ótimos de parcela recomendados são 3 plantas por parcela para as variáveis do fruto (comprimento e diâmetro dos frutos e espessura da casca), 5 plantas por parcela para as variáveis da polpa (rendimento do suco, teor de sólidos solúveis e ácido cítrico) e 9 plantas por parcela para as variáveis de produção (número de frutos e peso médio dos frutos). E para o maracujá-roxo, recomenda-se 6 plantas por parcela para as variáveis do fruto (comprimento e diâmetro dos frutos e espessura da casca), 5 plantas por parcela para as variáveis da polpa (rendimento do suco, teor de sólidos solúveis e ácido cítrico) e 7 plantas por parcela para as variáveis de produção (número de frutos e peso médio dos frutos).

Em experimentos com espécies de maracujá, por meio de uso de medidas de não linearidade, recomenda-se a determinação do tamanho ótimo de parcelas utilizando modelos não lineares sem linearização.

Assim, os resultados do estudo servem de base para novos estudos com a cultura do maracujá-amarelo e roxo em campo.