

**TALHÕES EXPERIMENTAIS  
PARA ENSAIOS VARIETAIS EM VITICULTURA**

**RESULTADOS DE DOIS ENSAIOS DE UNIFORMIDADE  
REALIZADOS EM 1961**

WITH AN ENGLISH SUMMARY

POR

**ANTÓNIO MACHADO GRÁCIO**

Centro Nacional de Estudos Vitivinícolas

ÍNDICE

INTRODUÇÃO . . . . .	2
1. — BREVE REVISÃO BIBLIOGRÁFICA . . . . .	5
1.1. — A forma dos talhões experimentais . . . . .	5
1.2. — Número de plantas dos talhões experimentais e número de repetições . . . . .	8
2. — OS ENSAIOS DE UNIFORMIDADE REALIZADOS EM LAGOA E SALVATERRA DE MAGOS . . . . .	14
2.1. — Material e métodos. As distribuições das variáveis	14
2.2. — Resultados e discussão . . . . .	21
2.2.1. — A distribuição da variável «produção», em kg/cepa . . . . .	21
2.2.2. — Análise e discussão dos resultados obtidos de acordo com os métodos seguidos por	

(<sup>1</sup>) Recebido para publicação em 30/8/1967.

STRICKLAND *et al.* e por CHRISTENSEN e confronto destes dois métodos . . . . . 28

1. — *Confronto dos nossos resultados com os de STRICKLAND et al. — Primeiras conclusões* . . . . . 48

2. — *Confronto dos nossos resultados com os de CHRISTENSEN — Primeiras conclusões* . . . . . 52

3. — CONCLUSÕES GERAIS — O caso da análise de grupos de ensaios e dos delineamentos segundo o esquema «SPLIT-  
-PLOT» . . . . . 57

SUMÁRIO . . . . . 65

SUMMARY . . . . . 68

AGRADECIMENTOS . . . . . 70

BIBLIOGRAFIA . . . . . 71

### INTRODUÇÃO

JÁ várias dezenas de anos, que os experimentadores realizam ensaios de uniformidade, a fim de determinar, para cada cultura, a forma e dimensão a dar aos talhões experimentais, com vista a uma maior eficiência dos delineamentos estatísticos a utilizar nos ensaios de campo.

Deste modo, podem hoje contar-se por várias dezenas, os ensaios de uniformidade já realizados. Todavia, o tema reveste ainda interesse, especialmente no que respeita a culturas arbóreas ou arbustivas. Com efeito, com estas culturas, os ensaios de uniformidade conduzem muitas vezes a resultados bastante diferentes, não se mantendo constantes de umas regiões para outras. Além dessa variação, sucede ainda, que para igual área, os «coeficientes de variação» provenientes de ensaios de uniformidade realizados com culturas perenes, são bastante mais elevados do que os obtidos com culturas anuais.

Este facto é conhecido há algumas dezenas de anos e para o confirmar, basta recorrer ao trabalho de SMITH (1938; cit. de OLIVEIRA, 1945) no qual, este autor, referindo-se a talhões de 100 m<sup>2</sup> e a coeficientes de variação provenientes de

um grupo de 39 ensaios, classifica algumas culturas segundo 3 categorias:

Menor variabilidade	Coef. de variação
Trigo . . . . .	de 1,7 a 10,5 %
Cana sacarina . . . . .	de 3,8 a 5,7 %
Soja e sorgos . . . . .	de 6,0 a 9,6 %
Variabilidade intermédia	
Milho, batata, algodão, pastagens naturais	
Maior variabilidade	
Árvores de fruto . . . . .	de 11 a 57,5 %

Apesar de referenciados pelo ano de 1938, estes dados não deixam de possuir certa actualidade. Com efeito, autores mais recentes continuam a afirmar que os coeficientes de variação obtidos a partir de plantas arbóreas ou arbustivas são bastante elevados e que, além disso, são difíceis de reduzir, para além de determinado limite, mesmo quando se aumenta, consideravelmente, o número de plantas dos talhões experimentais e se procura trabalhar com plantas bastante homogêneas obtidas por selecção.

A título de exemplo, basta referir que PEARCE & TAYLOR (1950) a partir de ensaios realizados com macieiras obtidas por selecção clonal concluem que, dificilmente, os coeficientes de variação descem abaixo de 30 %. Do mesmo modo, CUNNINGHAM & BURRIDGE (1959) verificaram, em ensaios de uniformidade realizados em cacauais, que os coeficientes de variação para «anos isolados» (variável: número de cápsulas), oscilavam entre 32 a 57 %, consoante as classes de cacau consideradas e a dimensão dos talhões experimentais, não descendo abaixo do menor dos valores citados, e que, além disso só considerando grupos de 100 plantas se obtinham distribuições que tendiam para a «Lei Normal».

Referindo-se aos ensaios vitícolas, HUSFELD (1959) escreveu: «para que o conjunto das características específicas de cada variedade possa ser tomado em consideração, dever-se-á considerar um mínimo de 100 plantas».

Como adiante se verá, o estudo da bibliografia existente sobre a dimensão mais aconselhável para os talhões experimentais em viticultura mostram-nos que as opiniões dos vários autores diferem bastante entre si.

Este facto foi suficiente para nos colocar de sobreaviso quando, em 1961, nos propuzemos planear alguns ensaios para o Posto Experimental de Pegões. Pareceu-nos que a divergência de opiniões podia resultar de causas inerentes à viticultura regional (técnicas culturais, espaçamento, apuramento clonal das castas e dos porta-enxertos, etc.), pelo que achámos conveniente efectuar ensaios preliminares de uniformidade em vinhas cultivadas segundo as nossas técnicas e sob os nossos ambientes pedo-climáticos. Para o efeito, escolhemos duas vinhas em duas províncias diferentes, do País (Algarve e Ribatejo), ambas constituídas por uma só casta e um só porta-enxerto. Esta condição foi difícil de satisfazer pois muitos viticultores alternam, nas fileiras, as castas e por vezes constituem a vinha recorrendo a vários porta-enxertos, na maioria dos casos, de forma desordenada. Também, devido a faltas de pegamento dos porta-enxertos e das enxertias, era frequente encontrar vinhas constituídas por videiras de idade variável. Como é evidente, apenas revestiam interesse vinhas homogéneas, em plena produção, instaladas em solos onde as variações pedológicas fossem diminutas.

Todo este condicionalismo nos forçou a eleger, na região de Lagoa (Algarve), uma vinha que apenas possuía três anos de idade não contando o da enxertia. Ora, como era nossa intenção comparar os resultados obtidos em duas regiões vitícolas a partir de castas, porta-enxertos e solos diferentes, deliberadamente, procurámos encontrar, no Ribatejo, uma vinha da mesma idade. Sendo para nós difícil saber se a variabilidade tende a aumentar ou a diminuir com a idade da vinha, resolvemos comparar os nossos resultados com os de autores estrangeiros, obtidos em vinhas adultas. Para o efeito utilizámos os métodos estatísticos por eles seguidos, o que nos permitirá, também, formar ideia sobre o valor das nossas conclusões.

A descrição dos métodos que utilizámos será feita em momento oportuno. Trata-se dos métodos seguidos por STRICKLAND *et al.* e por CHRISTENSEN, respectivamente em 1932 e 1948.

## 1. — BREVE REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Os elementos disponíveis na bibliografia referente à experimentação em viticultura, especialmente, quanto à forma, dimensão dos talhões e número de repetições são escassos, reduzindo-se, muitas vezes, a afirmações resultantes de uma experiência mais ou menos empírica, adquirida sobre a matéria. Tal sucede com algumas sugestões apresentadas na «38<sup>ème</sup> Session Plénière Officielle du Comité de l' O.I.V.» realizada em Luxemburgo. Outras vezes é possível recorrer a elementos provenientes de ensaios de uniformidade que, todavia, são ainda insuficientes, podendo considerar-se actual a afirmação do relator geral do congresso, R. MAYER (1959): «... en ce qui concerne à la vigne la littérature est très pauvre et, lorsque des essais sont entrepris sur cette plante, chaque experimentateur est dans l'obligatoire de se faire sa propre doctrine». Referindo-se, em particular, à posição da Europa relativamente a esta matéria, RIVAS (1959) escreveu: «Quelques essais d'uniformité concernant malheureusement, des conditions très éloignés des notre on été publier. Cela souligne l'intérêt qu'il y a à en faire systématiquement dans les conditions européennes. Un essai de cette nature portant sur plusieurs annés est entrepris à la Station de Recherches Viticole de la Grande-Ferrade».

### 1.1. — A FORMA DOS TALHÕES EXPERIMENTAIS

Em 1958, Cox faz notar que os delineamentos estatísticos são mais eficientes quando se usam talhões experimentais estreitos e compridos de forma rectangular, orientando-se a sua maior dimensão no sentido dos gradientes de variação conhecidos: fertilidade do solo, declive, etc. Aconselha também este autor a agrupar os talhões em blocos de forma aproximadamente quadrada e a dispor estes, segundo os gradientes de variação conhecidos. Deste modo podem obter-se estimativas mais exactas das produções médias de cada talhão e eliminar da variação casual uma quota parte considerável atributível ao factor «blocos».

Já em 1932 STRICKLAND *et al.*, recomendavam também o uso de talhões de forma rectangular para o caso dos ensaios vitícolas e, em 1948 CHRISTENSEN, confirma a opinião daqueles

autores e aconselha, por razões de ordem prática, o uso de talhões constituídos por uma só fileira.

Todavia, no caso de ensaios de adubação ou fitossanitários, nos quais o «efeito de bordadura» é bastante acentuado, no primeiro caso, devido à notável expansão em superfície do sistema radicular da videira e, no segundo, devido à fácil dispersão dos produtos empregados, é mais conveniente o uso de talhões constituídos por várias fileiras. Nestes casos os talhões devem ter também a forma rectangular comportando várias fileiras, de entre as quais, as exteriores, constituirão as bordaduras (2 ou mais).

Vejam, em seguida, a opinião dos relatores presentes à Sessão Plenária Oficial do O. I. V. realizada em Luxemburgo em 1958 sobre Metodologia da Experimentação Vitícola.

HUSFELD (1959) baseando-se em resultados de ensaios de uniformidade refere que as experiências destinadas ao estudo do valor cultural de variedades ou de clones podem executar-se com talhões constituídos por uma só fileira sem bordaduras, pois, «no caso vitícola, os efeitos de bordadura não são de temer». É curioso notar que esta afirmação está de acordo com os resultados obtidos por STRICKLAND, FORSTER e VASEY em 1932 pois estes autores verificaram *não existir correlação significativa* ( $r = 0,239$  na direcção SE-NW e  $r = 0,302$  na direcção SW-NE) *entre plantas próximas* (variável-produção em libras/planta).

VEGA (1959) baseia-se nos resultados obtidos por CHRISTENSEN (1948) e aconselha o uso de talhões formados por uma só fileira.

KONLECHNER (1959) aconselha o uso de talhões de forma rectangular formados por várias fileiras.

HIDALGO (1959) manifesta a sua preferência pela forma rectangular e faz notar que assim se facilitam os amanhos culturais e que, por vezes, pode convir limitar o talhão a uma só fileira, como sucede nas vinhas aramadas. Chama ainda a atenção para os ensaios que exigem bordaduras (adubação, fitossanitários e outros) nos quais a forma quadrada é mais económica do que a rectangular pois, para igual área, o quadrado tem menor perímetro do que o rectângulo.

ALDEBERT (1959) é de opinião que os ensaios se realizem com 1, 2 ou 3 fileiras, reservando o último caso para os ensaios de adubação e fitossanitários.

DAVIDES (1959) escreve. «A forma alongada tem a vantagem de reduzir as diferenças provenientes da heterogeneidade do solo, aumentando a semelhança das parcelas de um mesmo bloco. Esta forma é preferível para a experimentação vitícola».

ONARAN (1959) afirma também que as parcelas experimentais de forma rectangular devem ser preferidas pelos experimentadores.

Pela bibliografia apresentada e, em face das razões de carácter estatístico referidas, parece poder concluir-se que:

- 1) em viticultura, quando os ensaios são destinados à comparação de variedades, podendo, portanto, a experiência ser realizada com plantas previamente escolhidas e seleccionado o local, há forte tendência para se utilizarem talhões rectangulares, estreitos e compridos, sendo numerosos os autores que admitem o uso de uma só fileira;
- 2) nos ensaios vitícolas que exigem o uso de bordaduras interiores (experiências de adubações, fitossanitárias e outras), razões de ordem estatística levam a preferir as formas rectangulares, utilizando-se talhões com várias fileiras, apesar da forma quadrada resultar mais económica por requerer menor número de plantas para as bordaduras.

Resta-nos fazer notar que, quando os ensaios são realizados em vinhas já instaladas (vinhas adultas) é quase imprescindível realizar no ano anterior um «ensaio de uniformidade» também chamado de «calibragem» que, não só fornecerá elementos quanto à orientação a seguir, como permitirá corrigir, por covariância, os dados que vierem a obter-se, eliminando-se, deste modo, grande parte da variação casual característica do local da experiência. Em relação às culturas arbóreas e arbustivas esta técnica vem sendo utilizada com vantagem notável.

### 1.2. — NÚMERO DE PLANTAS DOS TALHÕES EXPERIMENTAIS E NÚMERO DE REPETIÇÕES

Como se sabe, para bem avaliar os efeitos dos tratamentos, é necessário recorrer a uma criteriosa escolha do delineamento estatístico e a uma combinação apropriada dos seguintes elementos: número de plantas de cada talhão, número de repetições e número de tratamentos. Reveste ainda importância a escolha de um local onde as variações pedológicas sejam pouco acentuadas e de plantas bastante uniformes.

Do ponto de vista puramente teórico, convém que o número de tratamentos e o número de repetições seja suficiente para garantir estimativas bem fundamentadas das variâncias associadas a «tratamentos» e a «erro».

Porém, por razões de ordem económica, não interessa recorrer a um número de repetições muito elevado para evitar um grande número de medições, sendo preferível reduzir a variabilidade casual utilizando talhões experimentais de maiores dimensões.

Vejamos, em breve revisão, as soluções que têm sido propostas para os ensaios vitícolas.

Os primeiros elementos de que temos notícia foram obtidos num ensaio de uniformidade realizado na Austrália em 1932 por STRICKLAND, FOSTER & VASEY a partir do qual estes autores puderam concluir, que a utilização de talhões de 8 videiras e 4 repetições tornava possível observar diferenças de 20 % e que com 9 repetições este valor se reduzia para 10 %. Assim, o número de plantas sujeitas a igual tratamento era, conforme os casos, respectivamente 32 ( $8 \times 4$ ) e 72 ( $8 \times 9$ ). Referem ainda os autores que, para fazer uso de talhões de uma só planta, seriam necessárias 25 repetições para se poderem verificar diferenças de 20 %. Deste modo cada tratamento seria aplicado a 25 plantas. Confirma-se, assim, ser teoricamente vantajoso usar pequenos talhões mas, tal procedimento, obrigaria, para uma economia de 7 plantas (32-25), a efectuar 25 determinações em lugar das 4 que seriam necessárias com o uso de talhões de 8 plantas. Por estas razões os autores aconselham a última das soluções. O coeficiente de variação encontrado para talhões de 8 videiras tinha o valor de 8,7 %.

Em 1942, WALTERS, considera óptimo os talhões de 6 ( $2 \times 3$ ) a 9 videiras separadas por linhas de protecção e 9 repetições.

Para um e outro caso, ter-se-ia por tratamento, respectivamente, 54 ( $6 \times 9$ ) e 81 ( $9 \times 9$ ) plantas. Este autor obteve coeficientes de variação de 8 a 12 % e, num estudo com adubações, de 25 a 35 %.

CHRISTENSEN (1948) a partir de um ensaio de uniformidade realizado numa vinha irrigada concluiu serem mais convenientes as parcelas de 12 a 16 plantas. Este autor trabalhou com talhões de uma só fileira e obteve coeficientes de variação para talhões de 12 videiras que, conforme o número de tratamentos, oscilavam entre 13,45 e 17,76 % e, para talhões de 16 plantas, pela mesma razão, entre 11,83 e 16,63 %. Em ambos os casos estes valores podiam ser ligeiramente reduzidos por covariância entre as produções e o número de plantas.

Para talhões de 8 videiras encontrou o autor coeficientes de variação (valores não corrigidos) que, conforme o número de tratamentos, variavam entre 16,69 e 20,05 % e, para talhões de 6 videiras, valores ainda superiores excedendo, portanto, em qualquer dos casos, o duplo dos valores obtidos por STRICKLAND *et al.* (1932) e por WALTERS (1942). De acordo com CHRISTENSEN podiam observar-se diferenças de 20 % desde que, conforme o número de tratamentos, fossem utilizados talhões de 12 videiras e 4 a 7 repetições ( $12 \times 4 = 48$  a  $12 \times 7 = 84$  plantas por tratamento) ou talhões de 16 plantas e 3 a 6 repetições ( $16 \times 3 = 48$  a  $16 \times 6 = 96$  plantas por tratamento).

Parece-nos oportuno fazer algumas considerações sobre os resultados dos dois ensaios de uniformidade acima citados. De facto, para igual número de plantas, os valores dos coeficientes de variação encontrados por CHRISTENSEN são muito superiores aos obtidos por STRICKLAND *et al.* Isto sucede, em primeiro lugar, por não serem comparáveis os resultados dos dois ensaios, devido a três razões fundamentais:

- STRICKLAND *et al.* trabalharam apenas com um talhão de 125 plantas enquanto CHRISTENSEN utilizou 2500.
- Os métodos utilizados pelos dois autores não foram os mesmos; com efeito, STRICKLAND *et al.* eliminaram a variação casual segundo duas direcções ortogonais enquanto CHRISTENSEN procedeu apenas segundo uma direcção.

- A vinha onde foram colhidos os dados de CHRISTENSEN estava sujeita a regadio e era constituída pela variedade Malbek que o próprio autor admite poder ser formada por três variedades diferentes.

Deste modo os resultados dos dois autores não são comparáveis e é difícil optar por um deles. Resolvemos, portanto, aplicar ambos os métodos aos dois grupos de dados coligidos; um no Algarve (Lagoa) e outro no Ribatejo (Salvaterra de Magos).

Dos relatórios de alguns países representados no 38.ª Sessão Plenária do O. I. V. realizada em Luxemburgo em 1958 pudemos colher algumas informações. De entre todas as de HUSFELD e VEGA baseiam-se em ensaios de uniformidade. As restantes parecem-nos sugestões ditadas pela experiência dos diversos países.

HUSFELD (1959) fundamentando-se em ensaios de uniformidade realizados na Alemanha afirma que, nos ensaios destinados à comparação de variedades se devem utilizar parcelas de 25 a 30 cepas e pelo menos 4 repetições. Ter-se-ia, pois, por tratamento, 100 a 120 plantas. Para ensaios de adubação e fitossanitários propõe o autor o uso de talhões de 75 plantas de entre as quais, apenas 25 forneceriam os dados para a interpretação estatística. As restantes constituiriam as bordaduras de cada talhão.

Em relação ao tamanho dos blocos acrescenta HUSFELD que estes não devem exceder 1000 a 1300 m<sup>2</sup> para que não existam grandes diferenças no solo. A dimensão dos talhões experimentais acima apontada está em contradição com a seguinte afirmação que pode ler-se no início do relatório: «Lors de l'experimentation on deverá employer, par parcelle d'essai, au moins 100 plantes pour que l'ensemble des caractères spécifiques de chaque plante puisse être pris en consideration». Em nosso entender esta contradição só pode resultar de ter, neste último caso, sido considerado o talhão e as respectivas repetições conjuntamente.

VEGA (1959) baseia o seu relatório nos trabalhos de CHRISTENSEN já referidos e num ensaio de adubação para o qual se procedeu, primeiramente, a um «ensaio em branco», a fim de determinar o grau de variabilidade e o sentido das variações

sistemáticas, com vista à orientação da experiência a realizar.

Este trabalho, realizado por VEGA, MAGNI & FOX (1957) numa vinha adulta, levou à utilização de parcelas de 40 a 45 plantas dispostas em três fileiras rodeadas por bordaduras de 1,80 m de lado. No diagrama de fertilidade, traçado a partir dos desvios das produções de cada talhão para a produção média do conjunto das parcelas (78,54 kg/talhão), podia verificar-se que os desvios iam de + 19 a - 22 quilogramas. Estes desvios em percentagem da média são, respectivamente, + 24,1 e - 28 %, valores que, todavia não devem considerar-se demasiado elevados.

Com efeito, a partir dos dados recolhidos nos ensaios de uniformidade realizados no Algarve e no Ribatejo, podem extrair-se os seguintes valores:

	Desvios mínimos e máximos em % da produção média do talhão
<b>Algarve:</b>	
Talhões de 12 videiras . . . . .	- 40,0 a + 49,8
Talhões de 24 videiras . . . . .	- 32,9 a + 24,5
<b>Ribatejo:</b>	
Talhões de 12 videiras . . . . .	- 43,8 a + 34,8
Talhões de 24 videiras . . . . .	- 26,8 a + 42,2

Como pode verificar-se, mesmo para talhões de 24 plantas os valores obtidos são muito elevados. Além disso verifica-se que a redução, por duplicação do número de plantas (de 12 para 24), foi muito pequena o que nos leva a supor que a redução também não seria muito elevada se, em lugar de 24 houvésemos considerado 40 videiras. Com efeito VEGA *et al.* obtiveram valores ainda elevados a partir de 40 e 45 plantas.

Estes factos, podem constituir objecto de útil meditação, sobre o significado de muitos ensaios que se realizaram e realizam nos nossos dias sem delineamentos que imponham o uso de repetições e a casualização dos tratamentos. Pelo contrário, recorrendo a delineamentos apropriados e, a ensaios «em branco» quando se trata de experiências a realizar em vinhas adultas, os resultados serão obtidos com sólidas garantias, isto é, confirmados pela interpretação estatística dos dados.

VEGA refere também no seu relatório que, na Argentina, a parcela mínima utilizada é constituída por 16 plantas sendo,

este número, aumentado para 40 a 60 quando é possível e conveniente.

HIDALGO (1959), depois de focar a vantagem do uso de parcelas de menores dimensões quando os ensaios se destinam a comparar um grande número de variedades, escreve: «Todos os estudos levados a efeito, para determinar a superfície que melhor convém às parcelas, se baseiam no facto de o erro provável diminuir com o aumento das parcelas. As grandes parcelas evidenciam melhor as diferenças entre tratamentos». Como já tivemos ocasião de referir, não estamos, inteiramente, de acordo com a segunda afirmação do autor pois o quantitativo de informação depende, essencialmente do número de repetições, sendo máximo para talhões de uma só planta. As razões que levam a optar por grandes parcelas são, como já se disse, de ordem prática e económica.

Refere também HIDALGO que, em Espanha, são mais usados os talhões de 15 videiras (área de cerca de 60 a 75 m<sup>2</sup>), que o número de repetições é escolhido em função da heterogeneidade do solo e que, de modo geral, o erro experimental se baseia, pelo menos, em 10 g. l. Acrescenta que, em Espanha, o número de repetições nunca é inferior a 3, sendo 4, praticamente, a regra geral. Assim, o número de plantas por tratamento, conforme os casos, seria de 45 (15 × 3) a 60 (15 × 4).

ALDEBERT (1959) faz referência a um ensaio para o qual FRÉZAL aconselhou o uso de parcelas de 3 fileiras com 20 videiras cada e 5 repetições. Neste ensaio, todavia, as duas fileiras laterais e as 5 plantas da extremidade de cada fileira não eram consideradas. Deste modo, dispunha-se de 10 plantas úteis em cada fileira o que perfazia, por tratamento, 50 plantas (10 × 5). Este exemplo é, porém apenas um caso particular pois o número de plantas dos talhões experimentais utilizados na Argélia é, em geral, mais elevado. Com efeito, refere ALDEBERT, que nos ensaios destinados à comparação de híbridos produtores directos, de porta-enxertos e de técnicas culturais são utilizados talhões experimentais com um mínimo de 20 plantas e um máximo de 60, dispostas numa só fileira, regeitando-se as duas das extremidades, e 4 repetições. Porém, faz notar, que se as parcelas contêm um número de plantas elevado (40 a 60) podem subdividir-se em duas, aplicando-se a cada uma delas sub-tratamentos diferentes: garfos, tipos de poda, etc.

Do exposto, pode concluir-se que, em geral, a menor parcela utilizada é formada por 18 plantas com 4 repetições o que prefaz um total de 72 plantas por tratamento, valor que se aproxima dos mais elevados, obtidos nos ensaios de uniformidade já referidos.

Para os ensaios de adubação o autor sugere talhões formados por 3 fileiras de entre as quais, apenas a intermédia, ficaria em observação.

DAVIDES (1959) afirma que a grandeza dos talhões experimentais deverá permitir verificar, pelo menos, diferenças de 30 % entre os tratamentos e que o número de repetições deverá conduzir ao cálculo de erros experimentais cujas estimativas sejam baseadas, pelo menos, em 15 ou 20 g. l. Realça também, este autor, a importância dos ensaios em «branco» quando se trata de actuar sobre uma vinha adulta.

Para ONARAN (1959), as parcelas de 30 a 40 cepas por fileira e de forma rectangular devem ser preferidas pelos experimentadores. Refere-se ainda a um ensaio destinado à comparação de 5 variedades no qual se utilizaram 5 fileiras de 15 videiras e 5 repetições. Deste modo, cada variedade foi caracterizada por 75 (5 × 15) plantas, valor que se aproxima bastante dos mais elevados que temos citado.

Esta breve revisão bibliográfica mostra-nos que é grande a divergência de opiniões quanto ao tamanho óptimo dos talhões experimentais e ao número de repetições. O mesmo sucede quanto ao número de plantas por tratamento. Todavia, este número oscila, mais frequentemente, entre 70 a 100 plantas. Convém acentuar, que aquela divergência pode resultar, em grande parte, de diferenças entre os métodos seguidos pelos vários autores na realização de ensaios de uniformidade.

É também de notar que, em muitas das sugestões apresentadas, não é referida a diferença percentual que se pretende atingir. Ora, sendo a dimensão dos talhões, o número de repetições e o número de plantas por tratamento, função da diferença mínima entre as modalidades que se deseja avaliar, a maioria dos elementos que se condensam no Quadro I não são comparáveis, com excepção dos resultados de STRICKLAND *et al.* e de CHRISTENSEN.

Outra causa da divergência entre os resultados deve ser, sem dúvida, a diferente variabilidade das vinhas utilizadas na realização dos ensaios de uniformidade.

QUADRO I

Autores	Plantas por talhão	Repetições	Plantas por tratamento	Diferença percentual
STRICKLAND . . . . .	8	4	32	20 %
» . . . . .	8	9	72	10 %
» . . . . .	1	25	25	20 %
WALTERS . . . . .	6	9	54	—
» . . . . .	9	9	81	—
CHRISTENSEN . . . . .	12	4 a 7	48 a 84	20 %
» . . . . .	16	3 a 6	48 a 96	20 %
HUSFELD . . . . .	25 a 30	4	100 a 120	—
VEGA . . . . .	40 a 45	—	—	—
» . . . . .	16	—	—	—
» . . . . .	40 a 60	—	—	—
HIDALGO . . . . .	15	3 a 4	45 a 60	—
ALDEBERT . . . . .	10	5	50	—
» . . . . .	20 a 60	4	80 a 120	—
» . . . . .	18	4	72	—
DAVIES . . . . .	—	—	—	30 %
ONARAN . . . . .	30 a 40	—	—	—
» . . . . .	15	5	75	—

Como é fácil depreender do quadro apresentado, as soluções propostas são muito variáveis e, na maioria dos casos, o número de plantas dos talhões experimentais ou o número de plantas por tratamento, vai do simples ao dobro ou mesmo ao triplo.

Deste modo pode duplicar-se ou triplicar-se, desnecessariamente o custo de um ensaio, facto que nos levou a efectuar o presente estudo preliminar de uniformidade.

## 2.— OS ENSAIOS DE UNIFORMIDADE REALIZADOS EM LAGOA E SALVATERRA DE MAGOS

### 2.1. — MATERIAL E MÉTODOS. AS DISTRIBUIÇÕES DAS VARIÁVEIS

O presente estudo foi realizado em duas vinhas instaladas em locais, cada um deles uniforme, sob o aspecto pedológico, mas sob condições pedo-climáticas diferentes. Cada vinha era constituída por cepas da mesma idade com uma só casta e

um só porta-enxerto. Com efeito, achamos conveniência em poder atribuir as diferenças de variação casual, entre um e outro caso, apenas aos seguintes factores: «castas», «porta-enxertos», «climas» e «solos». Para tal, era conveniente que ambas as vinhas fossem da mesma idade e tivessem igual número de cepas.

Não nos foi possível satisfazer a última condição, em primeiro lugar, porque se desconhece o número de plantas que devem figurar nos ensaios de uniformidade e, em segundo lugar, porque fomos forçados, em Lagoa, a limitar o ensaio a um rectângulo de  $18 \times 72 \text{ m}^2$ .

Na realidade, considerávamos conveniente actuar em vinhas que possuissem os seguintes requisitos: compasso uniforme, garantia varietal, uniformidade quanto à casta e ao porta-enxerto, homogeneidade pedológica, boas condições de sanidade e vinha de idade adulta formada pelo menos por 24 fileiras de 48 cepas cada.

No concelho de Lagoa não foi possível encontrar todas estas condições reunidas numa única vinha pois, além de variar a casta, também a natureza do solo apresentava diferenças notáveis, o que nos forçou a optar por uma vinha de 3 anos de idade não contando o da enxertia, formada apenas por 12 fileiras de 48 plantas.

Esta vinha, constituída pela casta *Manteúdo* enxertada no híbrido *420-B*, tinha o compasso de  $1,50 \times 1,50 \text{ m}^2$  e, situava-se na freguesia de Estombar (Propriedade do Quintão). Dentro do rectângulo já referido, o estudo morfológico do solo (família Vc.) não permitiu verificar diferenças pedológicas apreciáveis, sendo a mancha bastante homogénea em relação às características que podem observar-se num solo surribado. Os dados obtidos na Propriedade do Quintão (produção em quilogramas por planta) encontram-se no Quadro II. Nele se indicam as «falhas» (a), para as quais se determinaram valores «prováveis» (média das produções das videiras adjacentes, 3 ou 4 conforme os casos). Este procedimento baseia-se na existência de correlação entre as produções de videiras próximas o que segundo alguns autores se verifica (CHRISTENSEN, 1948) e segundo outros não sucede (STRICKLAND *et al.*, 1932) sendo, por conseguinte, susceptível de crítica. Todavia nós preferimo-lo, não só por ser pouco trabalhoso, mas ainda por serem escassos os valores a determinar, não influenciando, por esta razão, no valor

dos coeficientes de variação. Na realidade, dado o cuidado posto na selecção do talhão de estudo, das 576 videiras que nele deveriam figurar, apenas se verificavam 19 falhas, o que corresponde, em percentagem do total, a 3% dos valores que figuram no Quadro II.

Sendo admissível que a variação casual numa vinha possa sofrer alterações com a idade das plantas e, sendo nossa pretensão comparar os resultados obtidos em dois ambientes pedo-climáticos distintos a partir de diferentes cultivares, procurámos, na província do Ribatejo, uma vinha também de 3 anos de idade. A este condicionalismo obedecia uma vinha instalada na família de solos Atl, situada na freguesia de Muge propriedade de Arrochela e constituída pela casta *Tamarês* enxertada no híbrido 101-14.

Neste caso tratava-se de uma zona onde o solo era bastante homogéneo pelo que preferimos colher elementos em 24 fileiras em lugar de 12 como havíamos procedido no Algarve. Esta vinha estava armada em bardo sendo o compasso de plantação de 1,00 × 2,50 m<sup>2</sup>. Deste modo o compasso surge também como factor susceptível de influenciar as diferenças de variabilidade entre as duas vinhas, inconveniente que não pudemos evitar.

Também nesta vinha, à semelhança do que tínhamos feito em Lagoa, procedemos à observação morfológica do solo para eleger um rectângulo de 60 × 48 m<sup>2</sup>, tanto quanto possível, homogéneo, quanto aos aspectos pedológicos. Procedeu-se também ao registo das falhas existentes.

Os pesos das produções, em quilogramas por planta, encontram-se no Quadro III. Nele se pode ver que, apenas 4% da totalidade dos valores que contém (1.152) correspondem a «valores prováveis», calculados pelo processo já referido. Com efeito, na totalidade do talhão apenas se verificavam 49 falhas, pelo que, ainda neste caso, nos pareceu dispensável recorrer a processos mais trabalhosos para o cálculo dos valores prováveis ou à técnica de covariância entre as produções e o número de plantas dos talhões experimentais.

Os métodos escolhidos para estudar os dados dos Quadros II e III são processos vulgares que permitem separar, da variação total, uma quota parte, atribuível às diferenças de fertilidade do solo.

QUADRO II

Produções unitárias em quilogramas/cepa obtidas numa vinha de 3 anos de idade formada pela casta *Manteúdo* enxertada em 420-B. Compasso 1,50 × 1,50 m<sup>2</sup>. Família de solos (VC)\*. Concelho de Lagoa, Freg. de Estombar, Prop. do Quintão.

FILEIRAS											
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
0,90	1,05	3,50	2,53	1,60	2,50	0,40	1,15	1,80	2,70	3,10	1,20
1,80	0,62	1,77 (a)	2,43	5,50	3,00	1,80	2,00	1,00	1,00	3,20	2,50
0,20	3,80	1,20	0,00	1,60	1,70	1,65	0,70	1,00	3,90	2,00	1,30
0,05	5,35	1,50	1,50	3,90	1,35	1,10	4,50	1,25	1,90	3,30	2,90
6,50	1,35	2,40	2,60	0,40	0,30	0,85	0,03	1,00	0,40	2,20	3,10
3,65	3,45	4,10	5,00	0,90	4,95	0,80	1,30	5,20	2,40	0,65	1,00
0,10	1,95	2,46 (a)	1,30	0,20	2,40	2,40	2,50	1,35	2,50	1,50	0,50
1,00	0,85	2,50	1,79 (a)	0,80	0,90	1,70	0,65	0,60	0,20	1,00	1,80
1,20	1,35	2,00	2,55	2,70	1,20	1,50	0,35	3,20	5,20	2,00 (a)	1,00
4,15	1,30	1,90	2,50	1,70	1,40	0,50	3,50	4,00	2,00	0,80	1,90
3,00	3,30	4,80	3,00	0,90	2,60	1,65	1,30	1,50	2,10	2,00	0,50
2,90	0,70	1,50	2,40	1,00	1,32 (a)	1,86	1,30	1,80	2,20	0,80	1,15
2,75	0,75	1,10	1,60	0,75	0,35	3,10	1,20	2,05 (a)	1,50	0,90	2,20
1,25	1,70	1,27 (a)	1,00	1,70	2,80	2,00	1,80	3,60	2,00	1,10	2,30
1,75	1,70	2,53 (a)	2,30	4,20	3,80	1,10	2,10	2,50	3,00	1,65	2,00
1,20	0,00	4,85	4,60	2,00	2,70	1,80	6,10	0,85	2,70	1,65	2,40
2,10	0,00	2,60	2,80	2,10	2,90	0,00	1,90	2,40	2,50	0,00	2,00
1,80	3,20	1,10	2,00	1,35	1,80	1,10	1,90	1,70	0,00	2,20	3,60
0,70	1,80	3,00	2,90	1,25	1,35	0,90	4,10	1,20	2,50	1,10	1,10
2,30	1,25	1,90	2,00	5,40	0,90	0,65	1,80 (a)	0,65	2,70	2,10	0,50
2,45	0,45	1,95	2,05	3,85	1,20	1,20	1,76	3,50	0,60	5,50	1,35
2,40	1,50	3,30	2,40	2,50	2,10	1,50	0,60	1,92	1,15 (a)	1,20	1,10
5,40	1,25	2,50	2,40	0,70	2,40	0,40	0,92 (a)	1,60	0,90	1,90	1,90
0,95	0,95	2,90	6,80	0,60	1,80	2,60	1,10	2,10	0,90	2,50	3,60
3,10	1,60	3,90	2,55	1,35	2,10	1,80	1,10	1,50	0,65	7,85	3,20
0,70	3,35	2,30	2,90	1,85	3,10	1,00	2,50	1,00	1,50	5,10	1,20

Pretendemos aplicar, simultâneamente, dois métodos a cada um dos grupos de dados provenientes de Lagoa e de Salvaterra de Magos a fim de averiguar se as conclusões variam muito com os processos estatísticos utilizados ou se, pelo contrário, são, essencialmente, um reflexo dos dados que as forneceram.

Os dois métodos que vamos seguir foram utilizados na Austrália e na Argentina, respectivamente, por STRICKLAND *et al.* e por CHRISTENSEN em vinhas de condições bastante diferentes das duas que referimos.

Com efeito, STRICKLAND *et al.* (1932), obtiveram as suas conclusões numa vinha de 25 anos de idade constituída pela casta *Shiraz* enxertada em *Rupestris Metálica* e os dados referem-se a um talhão de 5 fileiras com 25 plantas cada, ou seja, a um total de 125 videiras.

A respeito dos factores climáticos os autores apenas fazem notar que se tratava de uma zona seca. O método seguido por estes autores apresenta alguns defeitos embora possa evidenciar factos que, de outro modo, não seriam detectados.

Como crítica ao referido trabalho escreveu CHRISTENSEN: «Eliminaron con métodos estadísticamente no válidos buena parte de la variación, no realizaron la corrección para evitar el efecto de las plantas perdidas...» (1948). Deşte modo pretende CHRISTENSEN justificar que os coeficientes de variação que determinou tenham resultado superiores aos de STRICKLAND *et al.*

Com efeito, o método seguido pelos autores australianos elimina, da variação total, a variação associada a «linhas» e a «fileiras». Sucedeu, porém, que as variações de produção eram muito acentuadas numa das direcções pelo que a «variação total» resultava muito superior à «variação casual». Este facto determinou o cálculo de coeficientes de variação baixos e, como consequência, a opção por talhões de pequeno número de plantas.

Todavia, o estudo do trabalho de STRICKLAND *et al.* leva-nos a admitir que nem sempre tal sucederia, sobretudo se a zona fosse homogénea quanto a características pedológicas e o ensaio fosse realizado com um maior número de plantas.

Com efeito pudemos confirmar, nos ensaios por nós realizados em Lagoa e em Salvaterra de Magos, estas suposições, pois os coeficientes de «variação totais» foram, no primeiro

caso (com excepção do talhão de 1, 2 e 3 plantas) sempre inferiores aos «casuais» e, no segundo caso, embora tal não sucedesse, a diferença entre uns e outros valores era bastante reduzida. Deste modo a crítica de CHRISTENSEN nem sempre se justifica. Nós consideramos o método utilizado por STRICKLAND *et al.* bastante simples e susceptível de permitir conhecer a variabilidade de uma vinha, tanto quanto possível, independentemente, das influências do solo, pois elimina as variações de fertilidade daquele, segundo duas direcções ortogonais, em lugar de uma, como sucede com o método seguido por CHRISTENSEN. Deste modo, a variabilidade não controlável de uma vinha é determinada, essencialmente, a partir de factores intrínsecos, dependentes do cultivo, da casta e do porta-enxerto. Por esta razão os elementos obtidos pelo processo de STRICKLAND *et al.*, nos ensaios de uniformidade, têm um carácter mais geral, o que permite ao experimentador adaptá-los a situações particulares, dependentes do local, pelo simples aumento do número de repetições das unidades experimentais previamente escolhidas.

De acordo com este critério, os resultados dos ensaios de uniformidade baseados em métodos menos eficientes, quanto à eliminação da variação associada às diferenças de fertilidade do solo, seriam menos universais por estarem mais afectados pelas variações pedológicas, dependentes do local onde tinha sido realizado o ensaio de uniformidade.

O segundo ponto da crítica de CHRISTENSEN «não ter sido feita a correcção para evitar o efeito das falhas», tem ainda menos justificação pois, com tal procedimento, STRICKLAND *et al.*, encontrariam valores mais baixos dos coeficientes de variação casual.

Por estas razões não nos parece justo condenar, de ânimo leve, o método utilizado por STRICKLAND *et al.* embora tal não obrigue à aceitação das conclusões a que aqueles autores chegaram.

É nosso parecer que, quando as zonas onde se realizam os ensaios de uniformidade são bem escolhidas quanto à homogeneidade, os resultados obtidos com os dois métodos, não devem apresentar diferenças notáveis.

A deficiência do trabalho de STRICKLAND *et al.* pode residir, essencialmente, em não terem, estes autores, entrado em linha de conta com o número de tratamentos o qual, sendo elevado,

aumenta, consideravelmente, a área do ensaio e, por isso, conduz a maior heterogeneidade pedológica. As 125 plantas com que os autores trabalharam apenas permitiam realizar ensaios com 4 tratamentos (visto os talhões terem 8 plantas e serem aconselhadas 4 repetições) pelo que a dimensão preconizada para o talhão experimental pode, possivelmente, considerar-se insuficiente.

Como já tivemos ocasião de referir, CHRISTENSEN realizou, em 1948, um ensaio de uniformidade, numa vinha regada, constituída por 2500 cepas da variedade *Malbeck* que, segundo o autor deve ser constituída por 3 variedades distintas.

Também sujeitaremos os nossos dados ao método utilizado por CHRISTENSEN. Este método atende ao número de tratamentos e elimina as diferenças atribuíveis à variação de fertilidade do solo unicamente numa direcção pois supõe-se que se trata de um ensaio delineado em blocos completos casualizados. Como é intuitivo, na determinação de todos os coeficientes de variação entram todos os dados pelo que o número de blocos e sua dimensão é variável com o tamanho dos talhões e o número de tratamentos considerado.

Em conclusão, para que os nossos resultados fossem, tanto quanto possível, comparáveis aos dos dois autores citados recorreremos aos métodos por eles seguidos em ambos os ensaios (Lagoa e Salvaterra de Magos).

A este respeito julgamos poder formular as seguintes hipóteses:

- se as variações de fertilidade do solo forem muito pequenas, os dois métodos tenderão a fornecer resultados análogos;
- se as variações de fertilidade forem acentuadas em dois sentidos ortogonais, o método utilizado por STRICKLAND *et al.* conduzirá a valores mais baixos;
- se a variação de fertilidade do solo se verificar numa só direcção, os resultados dependerão da orientação que tiver sido dada aos blocos;
- se as variações advierem de causas dependentes das cultivares os dois métodos podem ou não conduzir a resultados idênticos.

Na Secção 2.2.2. teremos ocasião de exemplificar cada um dos métodos seguidos como complemento do que ficou referido.

\* \* \*

Se bem que a falta de normalidade das distribuições das variáveis pouco afecte as «provas de significância» vulgarmente usadas, a informação fornecida por uma variável que se afasta da «Lei normal» é inferior, como é óbvio, à que seria obtida se a variável seguisse esta distribuição.

Por este motivo, procuraremos averiguar se a variável produção, em quilogramas por videira, tem ou não uma distribuição próxima da «Normal», o que tornaria mais legítimos os métodos de interpretação estatística a utilizar nos ensaios de uniformidade que, como se sabe, se baseiam na análise de variância.

Se a falta de normalidade da distribuição é conhecida e notável, é necessário transformar os dados, para tornar legítima a interpretação estatística a realizar. Porém, este processo tem, como consequência, uma perda de informação que poderia evitar-se com o uso de uma variável mais adequada. É, por isso, vantajoso, conhecer, aproximadamente, a distribuição da população a que pertencem os dados colhidos nos ensaios de uniformidade.

De acordo com o exposto, STRICKLAND *et al.* (1932) e CUNNINGAM & BURRIDG (1959), nos seus estudos de uniformidade não descuraram o assunto.

Os primeiros autores chegaram à conclusão de que a distribuição da variável produção em «libras por planta» tendia para a «Lei Normal», embora fosse ligeiramente assimétrica.

CUNNINGAM & BURRIDG concluíram que a distribuição do rendimento por planta (cacaueiro) expresso em «número de cápsulas» não era Normal quando se consideravam os valores individuais, mas que, quando se consideravam as produções de 100 plantas, ou os logaritmos das produções dos talhões de 16 plantas, tendiam já para a distribuição Normal.

São, felizmente, numerosos os conhecimentos de que hoje se dispõe sobre as distribuições de muitas variáveis de interesse agronómico.

Por exemplo, as pesagens «dos frutos e dos crescimentos anuais» tendem a seguir a «Lei normal», conduzindo, todavia, a primeira das variáveis, a casos de «assimetria pronunciada» mais frequentes. De acordo com PEARCE (1957) o mesmo sucede com as medições do «perímetro do tronco» e do «comprimento dos crescimentos anuais», variáveis que, quase sempre, exigem a transformação logarítmica dos dados.

Se os dados resultam de «contagens» (número de frutos, de folhas, de pegamentos à enxertia ou à plantação, etc.) e a maioria dos valores é inferior a 50, poderá tratar-se de uma distribuição que siga a «Lei de Poisson» (SNEDECOR, 1957). O mesmo autor afirma que, se os dados são expressos em «percentagens», ou quando se trata de «contagens bem definidas num total fixo», poderá a distribuição seguir a «Lei Binominal». Do exposto se depreende que quando se trata de contagens é necessário recorrer à transformação da variável, especialmente, quando a fertilidade do solo é baixa, como foi o caso estudado por CUNNINGAM & BURRIDG que, em 1600 plantas, obtiveram apenas uma produção média de 2,5 cápsulas por planta.

Para terminar, esta breve revisão resta-nos referir o interesse que poderá revestir o traçado de «estereogramas» no caso dos estudos vitícolas, para o que bastará considerar áreas de frequência. Com efeito, estes, dentro de certa medida, podem caracterizar os simbiontes em determinado ambiente.

Serve de exemplo o estereograma que poderia obter-se a partir do «peso da produção» e do «peso do material lenhoso proveniente da poda». A observação de tais estereogramas, obtidos em ambientes distintos, melhor esclarecerá a adaptação dos simbiontes ao meio e, além disso, mostraria talvez, que alguns são menos susceptíveis ao condicionalismo pedo-climático, isto é, que mantêm as suas características nos vários locais em que se encontram. Deste modo obter-se-ia, simultaneamente, a expressão do vigor e da produção de cada complexo, características que definem o seu valor cultural.

## 2.2. — RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 2.2.1. — A distribuição da variável «produção», em kg/cepa

O estudo rigoroso de uma distribuição pode fazer-se tentando ajustar aos dados uma curva de distribuição ou de pro-

babilidade mas, para orientar a experimentação de campo recorre-se, com maior frequência, ao simples traçado do histograma de frequências relativas ou do histograma de frequências acumuladas.

Quando se deseja atingir maior rigor recorre-se, também, à «prova de normalidade» que, todavia, é demasiado precisa para as necessidades dos delineamentos estatísticos, sendo raros os casos em que é possível concluir que a amostra é proveniente de uma população normal.

Por este motivo é pouco frequente a sua utilização nos ensaios de uniformidade, considerando-se, em geral, suficiente, a simples observação dos histogramas.

Deste modo, observa-se, empiricamente, se a assimetria é muito pronunciada bem como a deformação no sentido vertical, apesar da forma dos histogramas ser susceptível de variar, ligeiramente, com a amplitude e o número dos intervalos de classe.

Como se sabe e de acordo com a teoria estatística, à medida que aumenta a grandeza da amostra e diminui a amplitude do intervalo de classe, o contorno do histograma de frequências relativas tende a esbater-se para se aproximar da curva de probabilidade da variável.

Porém, perante uma amostra de grandeza determinada não há regras fixas para a eleição do número e da amplitude dos intervalos, sendo necessário, recorrer a indicações gerais e, por tentativas, procurar uma combinação daquelas variáveis que melhor se adapte aos dados e ao tamanho da amostra. À este respeito escreveu SIXTO RIOS (1958): «Non se pueden dar reglas fijas respecto a la amplitud que ha de tener el intervalo de classe. Únicamente observar qui, se es pequeño, se reflejan mucho em él las variaciones aleatórias y si es grande las características de la distribución se esfuman. Suele indicarse que el número más conveniente de casillas oscila entre 13 y 20».

Afirma também SNEDECOR (1957) que, quando se pretende determinar os parâmetros da população pode recorrer-se à prova de normalidade ou tentar ajustar aos dados uma curva de probabilidade, sendo, nestes casos, aconselhável usar um número de intervalos de classe não inferior a 20.

No caso presente foi conveniente ensaiar algumas combinações entre a amplitude dos intervalos e o respectivo número a fim de eleger a que conduzia a um histograma mais regular. Pudemos, assim, concluir que a utilização de 23 classes de frequência e de intervalos que, para um caso e outro eram, respectivamente de 0,35 e de 0,85 quilogramas se adaptava relativamente bem, aos nossos dados.

O histograma obtido a partir dos dados colhidos em Lagoa encontra-se representado na Fig. 1 e foi construído com intervalos de classe de 0,35 quilogramas cada.

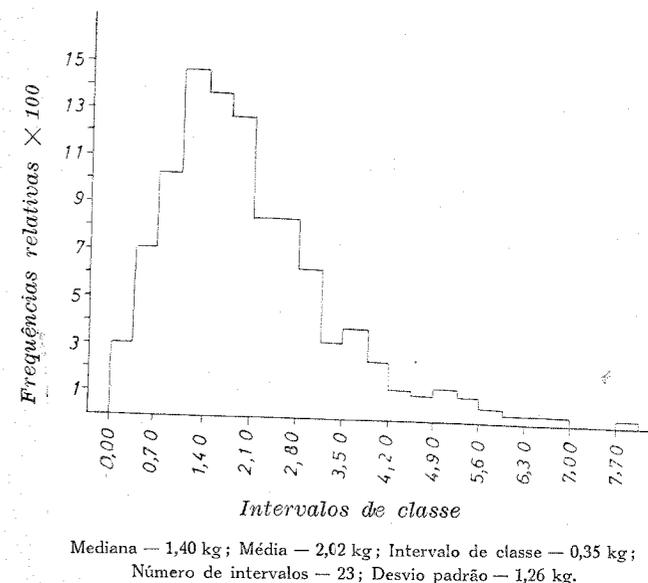


Fig. 1 — Histograma da distribuição em classes de frequência da produção em quilogramas de 576 videiras. Algarve; Concelho de Lagoa; Prop. do Quintão; Casta *Manteúdo* enxertada em 420-B.

A mediana (1,40 quilogramas) foi determinada por recurso ao histograma de frequências acumuladas (SIXTO RIOS, 1958) e a média (2,02 quilogramas) determinada algebricamente.

A diferença entre a média e a mediana é bastante acentuada (0,58 quilogramas) o que é sinónimo de assimetria pronunciada.

O desvio padrão, calculado a partir das 576 observações (1,26 quilogramas), é superior a 4 vezes o intervalo de classe,

condição a que SNEDECOR (1957) faz referência, como indicativo de que o número de intervalos e respectiva amplitude foram bem escolhidos.

Para que o histograma da Fig. 1 possa comparar-se com o histograma obtido a partir dos dados colhidos em Arrochela, escolhemos, para este último, o mesmo número de intervalos pois verificámos ser, neste caso, indiferente fixar o número ou a amplitude dos mesmos.

O histograma respectivo encontra-se na Fig. 2 e foi obtido a partir de 1152 observações. A média, mediana e desvio padrão

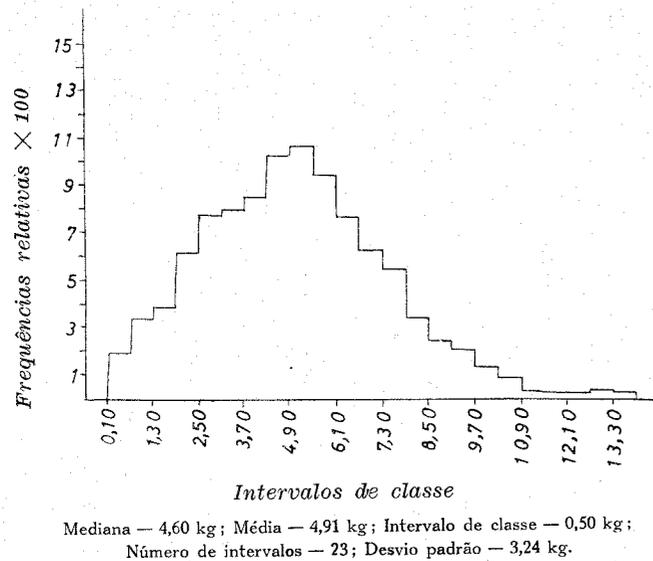


Fig. 2 — Histograma da distribuição em classes de frequência da produção em quilogramas de 1152 videiras. Ribatejo; Freguesia de Muge; Prop. Arrochela; Casta *Tamarês* enxertada em 101-14.

foram determinados pelos processos seguidos com os dados obtidos em Lagoa. A diferença entre a média e a mediana é, neste caso, menor (0,31 quilogramas) sendo, por isso, o histograma mais simétrico do que o anterior. A fim de esclarecer se este facto era devido à duplicação do número de observações, traçámos dois novos histogramas considerando, de cada vez, apenas 576 observações; primeiramente, as fileiras de 1 a 12 e em seguida as restantes. Para ambos os casos utilizámos também 23 intervalos. Os histogramas obtidos encontram-se

na Fig. 3 (A e B) e, como pode observar-se, são de um modo geral, menos regulares do que o anterior. Todavia o da Fig. 3-A é mais simétrico do que o da Fig. 2, pois a diferença entre a média e a mediana é, para o primeiro caso, apenas de 0,11 quilogramas. Nas doze fileiras restantes, a assimetria é

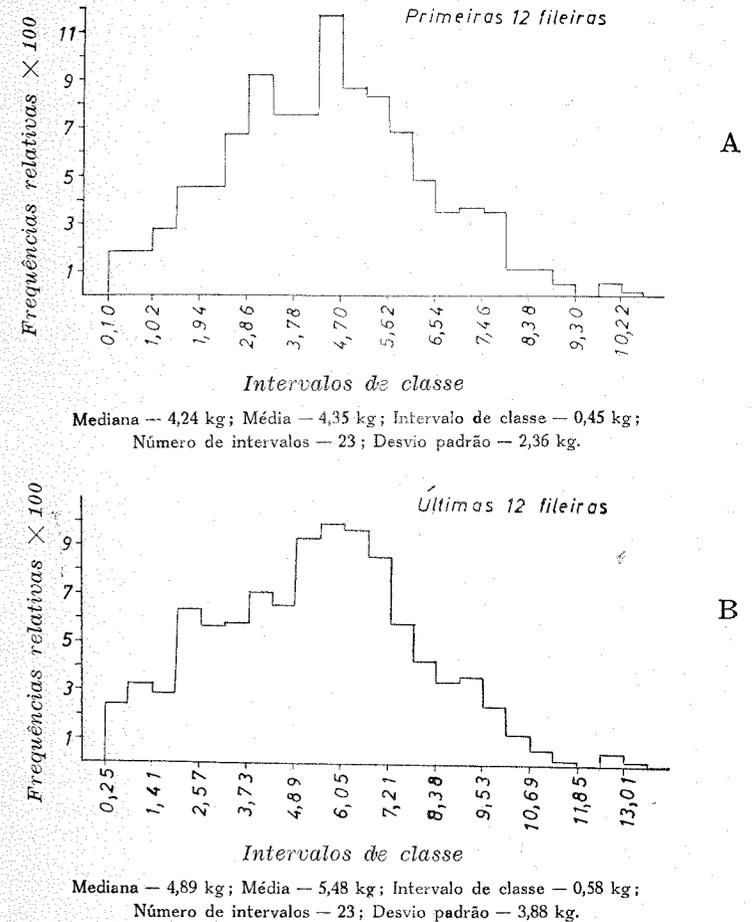


Fig. 3 — Histogramas das distribuições em classes de frequência das produções em quilogramas de dois grupos de 576 videiras consecutivas. Ribatejo; Freguesia de Muge; Prop. Arrochela; Casta *Tamarês* enxertada em 101-14.

mais acentuada do que quando se considera a totalidade das plantas (diferença entre a média e a mediana de 0,59 quilogramas). Verifica-se, assim, que apesar da zona escolhida ser

bastante homogênea, pode ainda dividir-se em duas, com distribuições um pouco diferentes.

Este simples facto indica-nos que poderá ser vantajoso, no estudo da variabilidade, considerar também, isoladamente, estes dois grupos de plantas.

Ainda nestes casos, com excepção das primeiras 12 fileiras o desvio padrão era também superior a 4 vezes o intervalo de classe.

Dos histogramas apresentados parece poder concluir-se o seguinte:

- os histogramas obtidos com amostras de 576 plantas podem não ser, regulares;
- a assimetria não parece depender da productividade da vinha;
- no caso de Lagoa, são mais frequentes os valores abaixo da média. No caso de Arrochela, verifica-se, aproximadamente, igual distribuição dos valores abaixo e acima da média.

Procedemos em seguida à aplicação da prova de normalidade por determinação dos parâmetros  $g_1$  e  $g_2$  (SNEDECOR, 1957) a partir das frequências absolutas os quais, como se sabe, têm o valor zero nas distribuições normais.

A aplicação da prova de normalidade aos casos representados nas Figs. 1, 2 e 3 (A e B) forneceu as seguintes indicações:

- a estimativa de  $g_1$  foi positiva em todos os casos apresentando-se altamente significativa com excepção do caso a que se refere a Fig. 3-A (no qual apenas era significativa);
- a estimativa de  $g_2$  referente aos dados de Lagoa era negativa e altamente significativa, indicando um excesso de valores junto à média. No caso de Arrochela, para as primeiras 12 fileiras (Fig. 3-A) era positiva e apenas significativa. Nos restantes casos era também positiva e altamente significativa, evidenciando achatamento dos histogramas.

Estas conclusões mostram que, como já afirmámos, a prova de normalidade é muito precisa posto que forneceu sem-

pre indicação de que as distribuições não eram normais apesar dos histogramas não evidenciarem assimetria e achatamento muito pronunciados.

Queremos, porém, fazer notar, mais uma vez, que estes factos não inutilizam o trabalho realizado visto que as provas de significância são pouco afectadas pela falta de normalidade

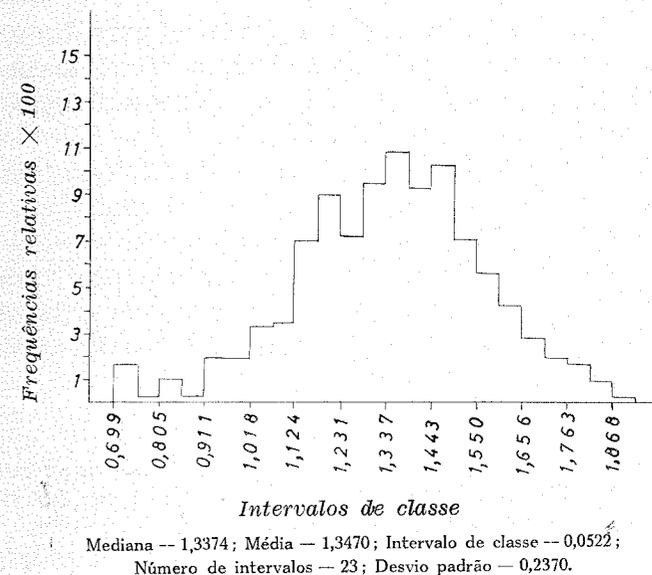


Fig. 4 — Histograma da distribuição em classes de frequência dos valores obtidos por aplicação da transformação  $Y = \text{Log.} (X + 0,5) + 1$  aos dados originais. Algarve; Concelho de Lagoa; Prop. do Quintão; Casta *Manteúdo* enxertada em 420-B.

quando tal não impede que se considerem os histogramas como tendendo para a «Lei normal». Com efeito, pode observar-se, nos histogramas apresentados, que as distribuições das variáveis tendem para a referida lei o que nos dispensa de efectuar a transformação dos dados originais.

Todavia, para estudos de índole diferente do nosso, haveria vantagem em trabalhar com os dados transformados. Nós temos usado a transformação  $Y = \text{Log}_{10} (X + 0,5) + 1$  obtida por modificação da transformação  $Y = \text{Log}_{10} X$  que é aconselhada por FEDERER (1955), SNEDECOR (1957), COCHRAN & COX (1957), PEARCE (1957), etc. Porém, esta última transformação

não é praticável quando X toma o valor zero, o que sucede algumas vezes sendo, por isso, preferível e necessário codificar primeiramente os valores iniciais, adicionando-lhes 0,5 unidades. Sucede também que, mesmo assim, alguns logaritmos apresentam «características» negativas enquanto outros as têm positivas, facto que complicaria as análises de variância ou de covariância.

Para evitar este facto julgámos preferível proceder a nova codificação dos dados já transformados, adicionando uma unidade ao valor do logaritmo obtido. A transformação final resulta, portanto,  $Y = \text{Log}_{10} (X + 0,5) + 1$ .

A fim de verificarmos a eficiência desta transformação resolvemos aplicá-la aos dados colhidos em Lagoa que conduziam a um histograma muito assimétrico.

O histograma obtido a partir dos dados assim transformados encontra-se na Fig. 4 que, comparado com o da Fig. 1, evidencia, claramente, o efeito benéfico da transformação na correcção da assimetria.

**2.2.2. — Análise e discussão dos resultados obtidos de acordo com os métodos seguidos por STRICKLAND *et al.* e por CHRISTENSEN e confronto destes dois métodos**

A partir dos dados obtidos em Lagoa e Arrochela, determinámos os coeficientes de variação associados a talhões de uma só fileira com diferente número de plantas (1, 2, 3, 4, 6, 8, 12, 16 e 24 videiras). Com base nestes elementos, calculou-se o número de repetições a utilizar para cada caso, de modo a permitir verificar determinadas diferenças percentuais entre as modalidades.

Sendo nossa intenção obter resultados, tanto quanto possível, comparáveis aos de STRICKLAND *et al.* e de CHRISTENSEN, utilizámos os métodos seguidos por estes autores embora, cientes de que algumas diferenças deveriam surgir, devidas à variação da idade das vinhas, dos sistemas culturais e das próprias cultivares.

Na Secção 2.1. referimos, nas suas linhas gerais, o método utilizado por STRICKLAND *et al.* e, bem assim, que CHRISTENSEN lhe apontara a deficiência de não tomar em consideração o

número de tratamentos a estudar. Afirmámos, também, que o método apresenta a vantagem de eliminar, segundo duas direcções ortogonais, grande parte da variação proveniente das diferenças de fertilidade do solo, sendo, por isso, os resultados mais universais pois, deste modo, o factor «local» reveste menor importância. É, portanto, de esperar, que o método utilizado por STRICKLAND *et al.* conduza a coeficientes de variação mais baixos e a um menor número de repetições do que os métodos que eliminam a variação, devida à fertilidade, apenas segundo uma direcção.

Interessa também, fazer notar, que a aplicação do método utilizado por STRICKLAND *et al.* aos dados colhidos em Lagoa e Arrochela permitirá, não só comparar os nossos resultados com os daqueles autores, mas também comparar, quanto à variação casual, dentro de certa medida, as duas regiões escolhidas.

Para obter as estimativas associadas a talhões de grandeza variável considera-se fixo o número de fileiras e variável o número de linhas que, diminui, com o aumento da dimensão dos talhões experimentais.

Como se disse, os dados provenientes de Lagoa foram obtidos numa parcela de vinha formada por 12 fileiras de 48 cepas cada (total de 576 plantas). Para talhões de uma só planta obtêm-se estimativas dos efeitos «linhas» e «fileiras» associadas, respectivamente, a 47 e 11 g. l. e uma estimativa para o «erro» baseada em 517 g. l.

A análise de variância respectiva figura na Tabela I.

TABELA I

Análise de variância para talhões de uma só planta \*

Origens de variação	g. l.	S. Q.	Q. M.	F
Linhas . . . . .	47	75,7960	1,6126	1,01
Fileiras . . . . .	11	18,1027	1,6457	1,03
Erro . . . . .	517	822,5537	1,5910	—
Total . . . . .	575	916,4524	1,5938	—

\* — Concelho de Lagoa, propriedade do Quintão. Casta *Manteúdo* enxertada em 420-B.

A partir dos quadrados médios que figuram na Tabela I podem calcular-se os coeficientes de variação «casual» e «total» que têm, respectivamente, os valores 62,2 e 62,3 %.

Agrupando-se em seguida as videiras de cada fileira de modo a constituir talhões de 2, 3, 4, 6, 8, 12, 16 e 24 plantas, formam-se, a partir dos dados iniciais, 8 novos quadros à semelhança do Quadro II, os quais se submetem à análise de variância. Destes resultam, novas tabelas de análise de variância, nas quais apenas se mantém constante o número de graus de liberdade associado ao efeito «fileiras».

As restantes estimativas baseiam-se, sucessivamente, num número de g. l. mais baixo até que, para talhões de 24 plantas, se dispõe apenas de 1 g. l. para «linhas» e 11 g. l. para «erro». Apesar deste facto, as curvas obtidas aproximam-se bastante da curva de variação teórica. Porém, tal não é de estranhar pois, para a determinação de todos os coeficientes de variação concorrem sempre as 576 observações. Além dos coeficientes de variação «totais» e «casuais» STRICKLAND *et al.* calcularam também os coeficientes de variação «teóricos» para talhões de mais de uma planta recorrendo à expressão seguinte:

$$C. V. \text{ teórico}_n = \frac{C. V. \text{ casual (talhão de 1 videira)}}{\sqrt{n}}$$

sendo  $n$  o número de videiras do talhão considerado.

A determinação destes valores tem interesse, na medida em que evidencia as diferenças entre eles e os coeficientes de variação «casuais» e «totais».

Do ponto de vista teórico, pondo de parte a intervenção de outros factores, as três curvas deveriam ajustar-se. Assim, as conclusões de um ensaio de uniformidade resultam tanto mais exactas, quanto melhor for o ajustamento verificado entre elas. Em particular, interessa que os coeficientes de variação «casuais» se aproximem, tanto quanto possível, dos respectivos valores «teóricos». Tal foi conseguido por STRICKLAND *et al.* e por nós, em particular, a partir dos dados colhidos no Algarve.

Pelo contrário, quando para talhões de igual número de plantas se verifica grande divergência entre aqueles três valores é conveniente procurar a explicação desse facto nas tabelas

de análise de variância e, nessa base, dar-lhe a justa interpretação.

No caso estudado por STRICKLAND *et al.* os coeficientes de variação «casuais» e «teóricos» para talhões da mesma dimensão afastavam-se muito dos correspondentes valores «totais» o que, certamente, resultava da existência de gradientes de variação muito pronunciados no local do ensaio. Com efeito, em todas as análises de variância necessárias ao estudo daqueles autores o quadrado médio associado ao efeito «fileiras» resultou sempre significativo. A este facto se devem os valores baixos dos coeficientes de variação «casuais» que determinaram.

Reportemo-nos aos resultados obtidos a partir dos dados colhidos em Lagoa e Arrochela.

No Quadro IV, figuram os coeficientes de variação «teóricos», «casuais» e «totais», bem como o número de repetições necessárias para permitir verificar diferenças entre tratamentos de 20, 25 e 30 % da média.

Para calcular o número de repetições recorreremos à conhecida fórmula:

$$N = \frac{t_a^2 2 (C. V.)^2}{D^2} \dots (1)$$

na qual:

- N — é o número de repetições;
- D — é a diferença percentual que se pretende verificar;
- a — é um valor que depende do número de tratamentos e de repetições que figuram no ensaio.

No caso presente, à semelhança do que fez CHRISTENSEN (1948), tomámos  $t_a^2 = 4,4$ , valor que é de uso corrente. Para o cálculo do valor de N, é usual recorrer-se ao coeficiente de variação «casual» que, em geral, é menor do que o coeficiente de variação «total».

Pode suceder, e tal é o caso dos dados obtidos em Lagoa que, para a maioria dos talhões ensaiados, o coeficiente de variação «casual» seja superior ao coeficiente de variação «total». Este facto significa que a zona de estudo é bastante homogénea resultando tal situação da diminuição do número

de graus de liberdade associados às duas estimativas. Como é evidente, neste caso não se justifica que se utilize para o cálculo de N, o coeficiente de variação «casual», sendo mais aceitável o uso do coeficiente de variação «total». Com efeito, aquele facto mostrava não haver razão para atribuir uma quota parte da variação a «linhas» e a «fileiras» (efeitos não significativos) sendo assim, lógico, escolher a estimativa que se baseia em maior número de graus de liberdade.

A partir dos dados colhidos em Arrochela determinámos, também, os coeficientes de variações e o número de repetições necessárias para permitir verificar diferenças percentuais de

QUADRO IV

- 1 — Coeficiente de variação para talhões de diferente dimensão.  
2 — Número de repetições (N)\* necessárias para observar diferenças percentuais (D) de 20, 25 e 30 % da média\*\*.

Dimensão dos talhões	Coeficientes de variação			N		
	teóricos	casuais	totais	D = 20 %	D = 25 %	D = 30 %
1 × 1	—	62,2	62,3	85,1	54,5	37,8
2 × 1	43,8	46,5	46,8	48,1	30,8	21,4
3 × 1	36,0	37,7	38,0	31,8	20,3	14,1
4 × 1	31,1	34,8	34,1	25,6	16,4	11,4
6 × 1	25,4	27,4	26,8	15,8	10,1	7,0
8 × 1	22,0	24,7	24,1	12,8	8,2	5,7
12 × 1	18,0	20,1	19,3	8,2	5,2	3,6
16 × 1	15,6	19,5	18,3	7,4	4,7	3,3
24 × 1	12,7	16,8	15,0	4,9	3,2	2,2

\* — Valores calculados ao nível de 0,05 P. e admitindo  $t_a^2 = 4,4$ .

\*\* — 576 videiras de 3 anos de idade da casta *Manteúdo* enxertada em 420-B. Família de solos Vc. Concelho de Lagoa; Prop. do Quintão (Algarve).

20, 25 e 30 % da média. Neste caso os coeficientes de variação «casuais» eram mais baixos do que os coeficientes de variação «totais». Apesar disso, com o fim de elegermos a situação mais desfavorável e, por isso, mais segura, utilizámos os segundos para o cálculo dos valores de N.

Os valores obtidos figuram no Quadro V, e nele pode verificar-se que, à excepção dos talhões de 1 e 24 plantas, os valores de N são inferiores aos que figuram no Quadro IV.

A fim de facilitar a análise dos elementos contidos nos Quadros IV e V, traçámos os gráficos que lhes correspondem os quais se encontram nas Figs. 5 e 6.

Na primeira, pode, com efeito, verificar-se que os coeficientes de variação «casuais» e «totais» são sempre superiores aos coeficientes de variação «teóricos». Pode ainda observar-se o bom ajustamento entre os coeficientes de variação «casuais» e «totais», mantendo-se, os primeiros, superiores aos segundos, a partir de talhões de 4 plantas. Estes factos levam-nos a concluir que o solo era homogéneo e que as plantas não apresentavam diferenças sistemáticas.

QUADRO V

- 1 — Coeficientes de variação para talhões de diferente dimensão.  
2 — Número de repetições (N)\* necessárias para observar diferenças percentuais (D) de 20, 25 e 30 % da média\*\*.

Dimensão dos talhões	Coeficientes de variação			N		
	teóricos	casuais	totais	D = 20 %	D = 25 %	D = 30 %
1 × 1	—	65,9	66,2	96,4	61,7	42,9
2 × 1	46,6	30,3	32,8	23,7	15,1	10,5
3 × 1	38,0	24,6	27,8	17,0	10,8	7,6
4 × 1	32,9	21,8	25,2	14,0	8,9	6,2
6 × 1	26,9	18,1	22,1	10,4	7,2	4,8
8 × 1	23,3	15,8	20,1	8,8	5,7	4,0
12 × 1	19,0	13,2	18,5	7,5	4,8	3,3
16 × 1	16,5	10,4	17,2	6,5	4,2	2,9
24 × 1	13,4	9,4	16,0	5,6	3,6	2,5

\* — Valores calculados ao nível de 0,05 P. e admitindo  $t_a^2 = 4,4$ .

\*\* — 1152 videiras de 3 anos de idade da casta *Tamarês* enxertada em 101-14. Família de solos Atl. Freg. de Muge; Prop. Arrochela (Ribatejo).

Com efeito os quadrados médios associados a «linhas» e a «fileiras» não eram significativos. O gráfico indica também que a redução da variabilidade com o aumento da grandeza dos talhões é inferior à que seria de esperar visto os coeficientes de variação «teóricos» serem sempre menores que os coeficientes de variação «totais» e «casuais». Porém, como as três curvas se não afastam muito entre si e a curva relativa aos coeficientes de variação «casuais» apresenta os valores mais elevados,

o método, neste caso, apenas podia conduzir a um erro cometido por excesso. *Deste modo confirma-se que o método é viável e prático quando a zona onde se realiza o ensaio é bastante homogênea em relação aos aspectos pedológicos e a factores de variação sistemáticos dependentes das cultivares.*

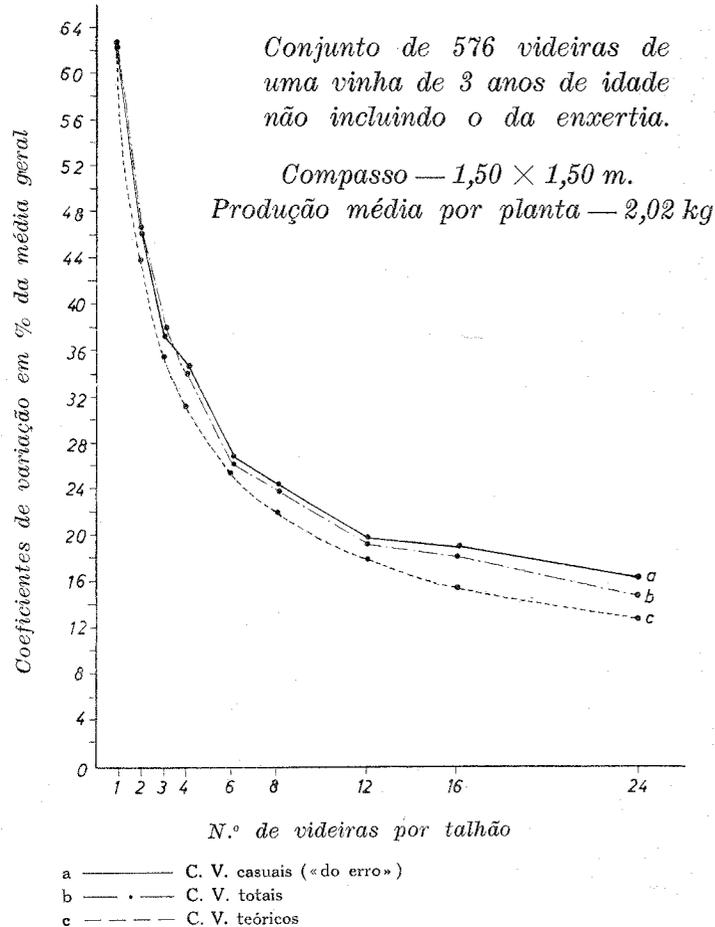


Fig. 5 — Coeficientes de variação de talhões de diferente número de plantas. Algarve; Concelho de Lagoa; Prop. do Quintão; Casta *Manteúdo* enxertada em 420-B.

Pelo gráfico depreende-se, também, não haver interesse no uso de talhões de dimensão superior a 12 plantas, pois que, para 16 plantas os coeficientes de variação são, praticamente, os mesmos e a duplicação do número, de 12 para 24, pouco

reduz os coeficientes de variação. Pode ainda notar-se que os valores correspondentes aos talhões de 6 e 8 plantas se localiza, praticamente, no vértice das curvas sendo, por isso, perigoso o uso destes talhões. Com efeito, bastaria a falta de pegamento ou a improdutividade de algumas plantas em tais talhões, para que variassem, bruscamente, os valores dos coeficientes de variação do que poderia resultar a heterogeneidade dos erros experimentais.

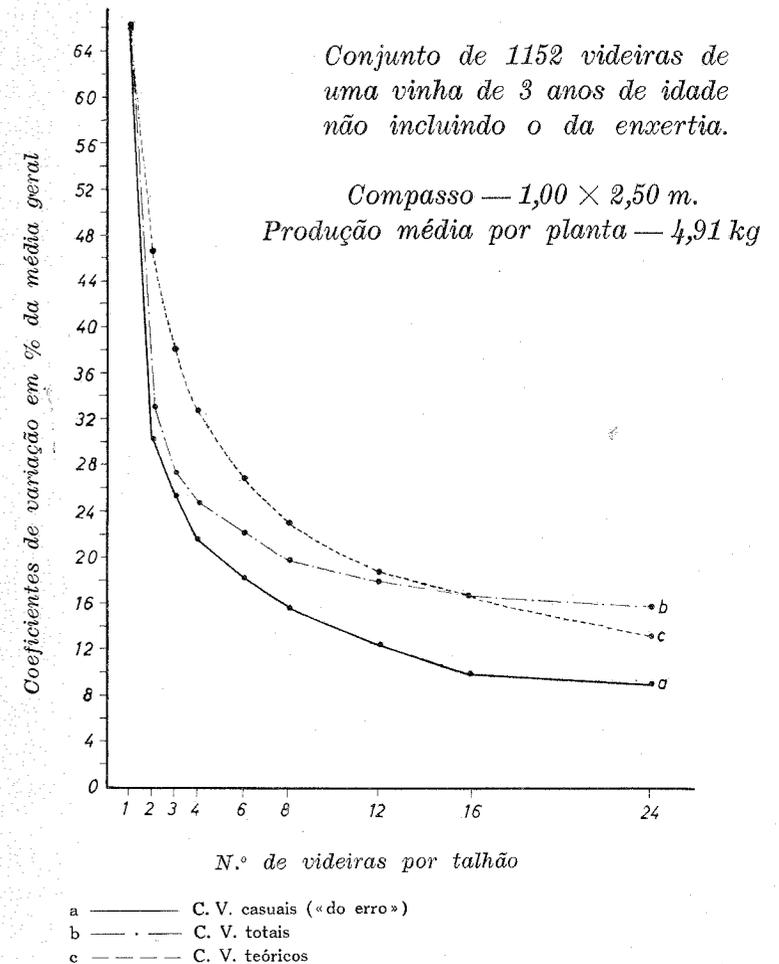


Fig. 6 — Coeficientes de variação de talhões de diferente número de plantas. Ribatejo; Freguesia de Muge; Prop. Arrochela; Casta *Tamarês* enxertada em 101-14.

São, por isso, *mais indicados os talhões de 12 plantas que, além de conduzirem a valores suficientemente baixos dos coeficientes de variação, garantem, também, uma protecção razoável ao ensaio.*

Observando o gráfico da Fig. 6 nota-se que os coeficientes de variação «casuais» e «totais» são, para talhões de menos de 16 plantas, inferiores aos correspondentes valores «teóricos». Deste modo, a redução da variabilidade com o aumento do número de plantas é maior do que seria de esperar. Todavia, já para talhões de 12 plantas, a curva da variação «total» aproxima-se da curva da variação «teórica» coincidindo uma e outra para talhões de 16 plantas e invertendo-se a posição relativa, quando os talhões são constituídos por 24 videiras.

Verifica-se ainda que o grau de ajustamento entre as três curvas é menor do que no caso anterior.

Evidencia, também, o gráfico que os coeficientes de variação «casuais» são sempre inferiores aos coeficientes de variação «totais» embora não sejam atingidas as diferenças verificadas no caso estudado por STRICKLAND *et al.* (1932).

Este facto resulta de ter sido sempre significativo ou altamente significativo o quadrado médio associado ao efeito «fileiras» (diferença máxima entre a produção total de duas fileiras de 48 plantas igual a 125,87 quilogramas).

Porém, o quadrado médio associado ao efeito «linhas» não era significativo, pelo que, a orientação dos talhões segundo a fileira e, portanto, perpendicular à direcção do gradiente de variação, não obedece às normas que a estatística aconselha. Porém, como se tratava de uma vinha aramada não era fácil optar por outra solução.

Como se sabe, tal disposição, não é a mais favorável à redução da variabilidade casual com o aumento da dimensão dos talhões. Apesar de tudo, o gráfico da Fig. 6 mostra que a redução obtida foi bastante acentuada.

Por sua vez, o facto de ter surgido significativo o quadro médio associado ao efeito «fileiras» não reveste grande importância, em primeiro lugar, porque a variação da produção podia considerar-se, apesar de tudo, desordenada e, em segundo lugar, porque as diferenças eram muito baixas quando comparadas, por exemplo, com as que forneceu a vinha estudada por STRICKLAND *et al.* É, pois, de esperar que a aplicação de

um método diferente aos dados de Arrochela conduza a resultados bastante semelhantes aos que se apresentaram no Quadro V. Todavia, para evitar erros por defeito, utilizámos para o cálculo de N os coeficientes de variação totais o que nos conduziria a um ligeiro erro por excesso.

Na Secção 2.2.1. mostrámos que era possível obter histogramas um pouco diferentes para as primeiras 12 fileiras, para as restantes e para a totalidade dos dados. Este facto, como então se afirmou, leva-nos ao estudo da variabilidade em cada um dos casos citados.

Acresce que, para comparar os resultados obtidos em Lagoa com os de Arrochela pode ser conveniente fazer figurar, em ambos os ensaios, o mesmo número de plantas.

Procedemos portanto à determinação de novos valores dos coeficientes de variação a partir de 576 plantas considerando, primeiramente, as fileiras 1 a 12 e em seguida, as restantes.

Os resultados obtidos figuram no Quadro VI.

Como fizemos, anteriormente, procuremos analisar os elementos do Quadro VI através dos gráficos respectivos que se encontram nas Figs. 7 e 8.

QUADRO VI

Coefficientes de variação para talhões de diferente dimensão obtidos a partir de 576 videiras com 3 anos de idade \*

Dimensão dos talhões	Fileiras 1 a 12			Fileiras 13 a 24		
	Coefficientes de variação			Coefficientes de variação		
	teóricos	casuais	totais	teóricos	casuais	totais
1 × 1	—	53,1	54,2	—	71,1	72,9
2 × 1	37,6	29,3	30,7	51,6	30,8	30,6
3 × 1	30,6	22,6	24,6	42,1	24,8	25,8
4 × 1	26,6	18,4	21,2	36,4	22,5	22,8
6 × 1	21,7	15,4	18,8	29,8	18,7	18,8
8 × 1	18,8	12,4	17,8	25,8	14,9	15,4
12 × 1	15,3	11,6	15,0	21,0	13,2	13,5
16 × 1	13,3	10,4	14,7	18,2	10,4	11,3
24 × 1	10,8	8,1	11,6	14,9	11,2	10,2

\* — Casta *Tamarês* enxertada em 101-14. Solo Atl. Prop. Arrochela. Freg. de Muge (Ribatejo).

Comparando ambos os gráficos, nota-se uma diferença notável no ajustamento das três curvas para um caso e outro. Assim, para as primeiras 12 fileiras (Fig. 7) o ajustamento entre as três curvas melhora bastante embora se

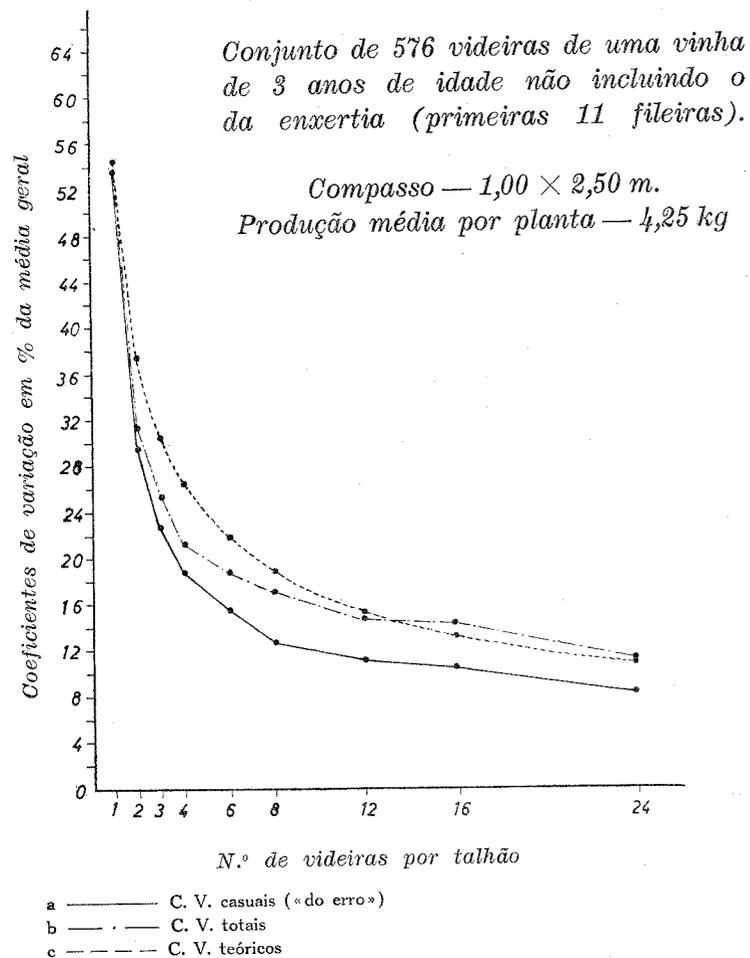


Fig. 7 — Coeficientes de variação de talhões de diferente número de plantas. Ribatejo; Freguesia de Muge; Prop. Arrochela; Casta *Tamarés* enxertada em 101-14.

verifique um certo afastamento entre as curvas de variação «total» e «casual».

Este facto é confirmado pela tabelas de análise de variância pois o quadrado médio associado a «fileiras» apre-

sentou-se ainda sempre significativo ou altamente significativo. Todavia, como pode verificar-se, o ajustamento daquelas curvas com a curva de variação teórica era melhor do que quando se consideravam as 12 últimas fileiras (Fig. 8).

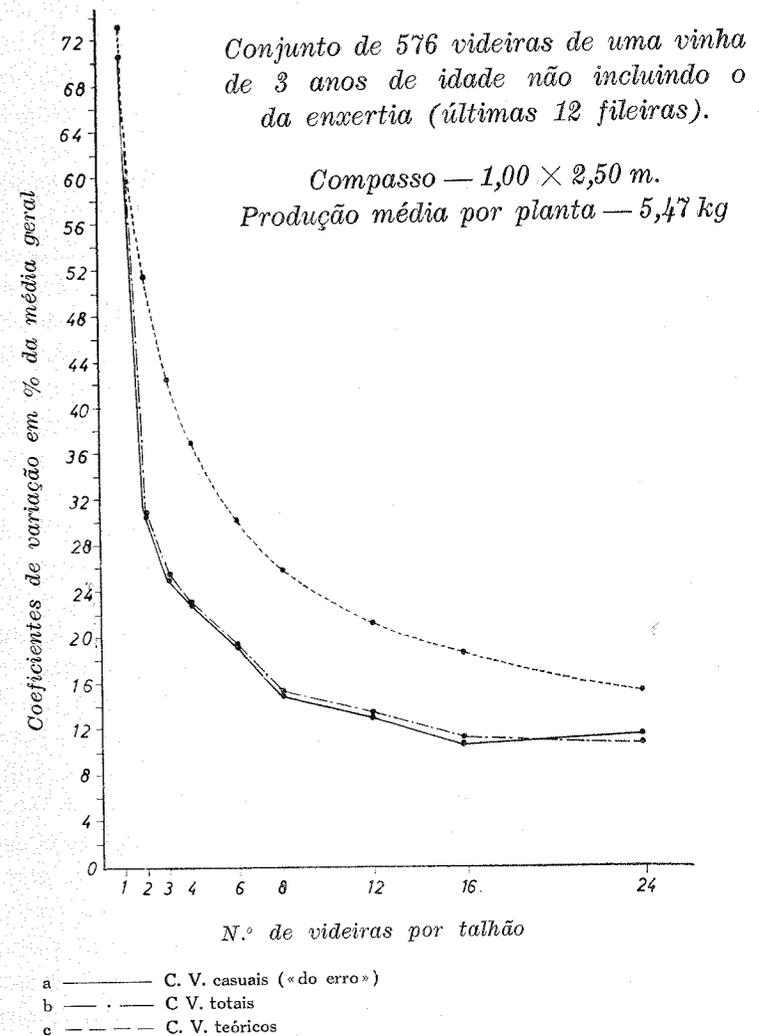


Fig. 8 — Coeficientes de variação de talhões de diferente número de plantas. Ribatejo; Freguesia de Muge; Prop. Arrochela; Casta *Tamarés* enxertada em 101-14.

Em contrapartida, neste caso, as curvas de variação total e casual podem considerar-se quase coincidentes. Deste modo,

o próprio gráfico indica que não existem gradientes de variação nas duas direcções ortogonais consideradas o que as tabelas de análise de variância confirmavam.

É conveniente fazer notar que os valores dos coeficientes de variação referentes às doze últimas fileiras estão muito próximos dos que se obtiveram quando se consideraram as 1152 plantas, com excepção dos que respeitam a talhões de uma só planta, para os quais, no caso presente, se obtiveram valores mais elevados. Este facto determinou que a curva «teórica» ocupasse uma posição superior em relação às restantes.

Comparando a Fig. 7 com a Fig. 8, pode verificar-se que, no primeiro caso, os coeficientes de variação «casuais» são menores do que no segundo. Em contrapartida, são superiores os coeficientes de variação «totais» para talhões de 8, 12 e 16 plantas, sendo os restantes mais semelhantes. Pode assim concluir-se que os dois agrupamentos de plantas se não comportam do mesmo modo quanto ao grau de variabilidade e respectiva redução, com o aumento de grandeza dos talhões.

Procuraremos comparar os gráficos das Figs. 7 e 8 com o gráfico da Fig. 6, recorrendo, também, aos Quadros V e VI. Ponhamos de parte os coeficientes de variação «teóricos», pois estes são apenas função da variação associada a talhões de uma só videira. Os valores mais elevados dos coeficientes de variação «totais» são os que se obtêm quando se consideram as 1152 plantas (Quadro V, Fig. 6). Para talhões de 1, 2, 3 e 4 plantas os menores valores foram obtidos a partir das primeiras 12 fileiras. Para o talhão de 6 plantas os valores obtidos a partir das primeiras 12 fileiras e das restantes são iguais. Para talhões superiores a 6 plantas os menores coeficientes de variação «total» obtiveram-se a partir das últimas 12 fileiras.

Quanto aos coeficientes de variação «casuais» os menores valores obtidos provêm das primeiras 12 fileiras e os maiores, à excepção dos talhões de 8 e 16 videiras das últimas 12 fileiras. O coeficiente de variação «casual» do talhão de 8 plantas atinge o maior valor quando se consideram as 1152 plantas e o talhão de 16 videiras tem o mesmo coeficiente de variação «casual» nos três casos considerados (10,4 %).

Quanto ao ajustamento da curva de variação casual com a curva de variação total, verifica-se, pelos gráficos, que este

era melhor quando se trabalhava com as últimas 12 fileiras e semelhante nos restantes casos.

Do exposto *pode concluir-se que os três grupos de dados a que nos vimos referindo apresentam características diferentes quanto à variabilidade, sendo bastante difícil optar por qualquer deles. Em face do exposto julgámos preferível considerar a totalidade das observações para o cálculo do número de repetições e fazê-lo por recurso ao coeficiente da variação «total», elegendo-se desse modo, a situação mais desfavorável.* Os valores respectivos encontram-se no Quadro V. Comparando os dados dos Quadros V e VI com os do Quadro IV facilmente se conclui que, à excepção do talhão de uma videira, os valores obtidos para o coeficiente de variação «casual» são sempre menores quando se trabalha com os dados colhidos em Arrochela, o mesmo se podendo afirmar no que respeita aos coeficientes de variação «totais», com excepção dos valores obtidos para talhões de 1 e 24 plantas. Verifica-se, também, que o afastamento dos resultados, em relação aos obtidos no Algarve é maior quando se consideram, individualmente, os dois grupos de 576 plantas (as primeiras ou as últimas 12 fileiras).

\* \* \*

A semelhança do que se fez anteriormente aplicámos, também, aos dados provenientes de Lagoa e de Salvaterra de Magos o método utilizado por CHRISTENSEN (1948) em 2500 cepas de uma vinha regada da região de «Mendoza».

Como já foi referido, este método consiste no cálculo dos quadrados médios associados a «blocos» e a «erro» para um número variável de tratamentos, fazendo variar a dimensão dos talhões experimentais, por aumento do número de plantas. No caso daquele autor foram considerados 4, 6, 8 e 12 tratamentos (modalidades) e os talhões ensaiados tinham 6, 8, 12 e 16 plantas.

No nosso caso, além daqueles talhões, incluímos também os de 3, 4 e 24 videiras. Desprezámos todavia os talhões de 1 e 2 plantas, pois, como já se verificou, conduzem a valores muito elevados, dos coeficientes de variação e não são aconselháveis por outras razões também já referidas. Também pelas razões já apontadas não faremos a correcção dos valores dos

coeficientes de variação por covariância, a fim de evitar o efeito das falhas. Compararemos, portanto, os nossos valores, com os valores «não corrigidos» determinados por CHRISTENSEN (1948). Este autor determinou o número de repetições necessárias para permitir verificar diferenças percentuais de 10, 15 e 20 % por recurso à formula já apresentada. Para o nosso caso, com os coeficientes de variação eram mais elevados do que os de CHRISTENSEN voltamos a utilizar as diferenças percentuais de 20, 25 e 30 %. O número de repetições comparável será, pois, o que se obtém a partir da diferença percentual de 20 %.

Procuremos exemplificar o método usado.

Consideremos o Quadro II e somemos as produções unitárias de cada 3 plantas no sentido da armação da vinha (segundo as fileiras no caso presente) de modo a obter talhões de 3 videiras. O novo quadro será constituído por 192 observações. Admitamos que o número de tratamentos é 4 e verificaremos que é possível instalar 48 «blocos», constituídos cada um por 12 videiras (4 tratamentos aplicados, hipoteticamente, a 4 talhões de 3 plantas cada).

A implantação dos «blocos» resulta: 3 em cada linha e 19 em cada coluna.

Sugeitando, em seguida, os dados deste quadro, à análise de variância, obter-se-á a Tabela II a partir da qual se podem obter os coeficientes de variação «total» e «casual», que tomam, respectivamente, os valores 38,0 e 34,6 %, quando expressos em percentagem da produção média do talhão de 3 videiras.

TABELA II

Análise de variância para talhões de 3 plantas \*

Origens de variação	g. l.	S. Q.	Q. M.	F
Blocos . . . . .	47	382,9710	7,9786	1,8
Erro . . . . .	144	634,1230	4,4036	
Total . . . . .	191	1.017,0940	5,3250	

\* — Concelho de Lagoa, Propriedade do Quintão. Casta *Manteúdo* enxertada em 420-B.

Anàlogamente se determinariam os coeficientes de variação para os talhões de 4, 6, 8, 12, 16 e 24 plantas. Pelo mesmo processo se obtêm os coeficientes de variação para o caso de 6 tratamentos e número variável da grandeza dos talhões experimentais. Como é evidente, à semelhança do método usado anteriormente, também neste, o número de g. l. disponível para as três estimativas que figuram na tabela vai, sucessivamente, diminuindo com o aumento da dimensão dos talhões, com a diminuição do número de «blocos», com o aumento do número de tratamentos e da dimensão dos talhões.

Para o caso dos dados provenientes de Lagoa, como apenas se dispõe de 12 fileiras, não é possível obter coeficientes de variação para um número de tratamentos superior a 6. Todavia, tal não sucede com os dados contidos no Quadro III, colhidos em Arrochela, pois, neste caso, é possível a determinação de coeficientes de variação para 4, 6, 8 e 12 tratamentos.

Como consequência lógica da natureza dos métodos empregados, os coeficientes de variação «totais» para talhões de 3, 4, 6, 8, 12, 16 e 24 plantas são idênticos aos que figuram no Quadro IV, visto serem independentes do número de tratamentos e do sistema de participação da «variação total». Deste modo é indispensável fazê-los figurar, de novo, nos quadros pelo que, nos limitamos a apresentar os coeficientes de variação «casuais» determinados para talhões de dimensão variável e para diferente número de tratamentos.

O número de repetições (N) necessário para permitir verificar diferenças percentuais de 20, 25 e 30 % da média foi calculado a partir dos coeficientes de variação «casuais» determinados para 4 e 6 tratamentos, à semelhança do que fez CHRISTENSEN (1948).

Estes elementos, bem como os coeficientes de variação referidos figuram no Quadro VII.

Observando, simultaneamente, os Quadros IV e VII, pode verificar-se que os coeficientes de variação agora determinados para 6 tratamentos (modalidades) se aproximam bastante dos correspondentes valores «totais», facto que não é de estranhar posto que o efeito «blocos» nunca se apresentou significativo nas respectivas tabelas de análise de variância. *Voltam, pois, a confirmar-se as características de homogeneidade do local escolhido para o ensaio, quanto ao solo e às cultivares.* Quando

se consideram os coeficientes de variação «casuais» respeitantes ao caso de 4 tratamentos as tabelas de análise de variância forneceram, para o efeito «blocos» dois quadrados médios altamente significativos e três significativos, não sendo, significativos, os restantes. Deste facto resultaram valores, para os coeficientes de variação para 4 tratamentos, sempre inferiores aos determinados para 6 tratamentos, para o que contribui também o número de g. l. disponíveis para um caso e outro.

QUADRO VII

- 1 — Coeficientes de variação «casuais» para talhões de diferente dimensão e 4 e 6 tratamentos.
- 2 — Número de repetições (N)\* necessárias para observar diferenças percentuais (D) de 20, 25 e 30 % da média \*\*.

Dimensão dos talhões	Coeficientes de variação «casuais»		Número de repetições (N)					
			D = 20 %		D = 25 %		D = 30 %	
	Número de tratamentos		Número de tratamentos					
	4	6	4	6	4	6	4	6
3 × 1	34,6	37,7	26,3	31,3	16,8	20,0	11,7	13,9
4 × 1	32,0	35,0	22,5	27,0	14,4	17,2	10,0	12,0
6 × 1	23,7	27,3	12,4	16,4	7,9	10,5	5,5	7,3
8 × 1	22,1	23,9	10,7	12,6	6,9	8,0	4,8	5,6
12 × 1	18,0	19,2	7,1	8,1	4,6	5,2	3,2	3,6
16 × 1	15,0	17,5	4,9	6,7	3,2	4,3	2,2	3,0
24 × 1	14,2	14,5	4,4	4,6	2,8	3,0	2,0	2,0

\* — Valores calculados ao nível de 0,05 P. e admitindo  $t_a^2 = 4,4$ .

\*\* — 576 videiras de 3 anos de idade da casta *Manteúdo* enxertada em 420-B. Família de solos Vc; Concelho de Lagoa; Prop. do Quintão (Algarve).

Todavia, como estes valores se não afastavam demasiado dos correspondentes valores «totais», pudémos concluir que as curvas de variação «total» e «casual» se ajustavam bastante bem quando se consideram 6 tratamentos (ajustamento semelhante ao obtido a partir dos elementos do Quadro IV) e ainda por forma regular no caso de apenas 4 tratamentos serem incluídos.

Em relação à curva de variação «teórica» ajustavam-se melhor os dados obtidos quando se consideravam apenas 4 tratamentos. Este facto, tem todavia, um significado reduzido em primeiro lugar, porque se não verifica para o caso de serem incluídos 6 tratamentos, e em segundo lugar, porque se observa, com 4 tratamentos, maior afastamento em relação à curva de variação «total», sendo portanto menos universais as conclusões.

No que respeita à comparação dos resultados dos dois métodos, encarando apenas os coeficientes de variação «casuais», diremos que o método utilizado por CHRISTENSEN nos conduziu a valores mais baixos dos coeficientes de variação, com excepção dos casos em que se consideravam talhões de 3 e 4 plantas e 6 tratamentos.

A crítica de CHRISTENSEN ao atribuir ao método usado por STRICKLAND *et al.* os baixos valores obtidos por estes autores não parece pois justificada.

Com efeito, na vinha considerada no Algarve a variação verificava-se no sentido da sequência dos blocos pelo que, não é de estranhar que o método utilizado por CHRISTENSEN conduza a valores mais baixos dos coeficientes de variação «casuais». Além desse facto como estes coeficientes se afastam mais dos correspondentes valores «totais» devem considerar-se menos universais, isto é, mais dependentes das condições do local onde decorreu o ensaio.

Vejamos, entretanto, o que sucede quando se utilizam os dados colhidos em Arrochela.

Para este caso, o efeito «blocos» apresentou-se quase sempre altamente significativo, nas tabelas de análise de variância necessárias à determinação dos valores que figuram no Quadro VIII.

Comparando os Quadros V e VIII verificamos que, para qualquer número de tratamentos os coeficientes de variação «casuais» correspondentes aos talhões de 3, 4, 6 e 8 plantas podem considerar-se praticamente, idênticos. Porém, para os talhões de 12, 16 e 24 plantas a redução da variabilidade a que conduziu o método utilizado por CHRISTENSEN é ligeiramente menor, situando-se os coeficientes de variação «casuais», mais próximos dos correspondentes valores «totais» e «teóricos» fornecidos pelo método utilizado por STRICKLAND *et al.*

Contudo é necessário atender também a outro aspecto: os coeficientes de variação «casuais» apresentados no Quadro VIII, com excepção do talhão de 4 videiras não aumentam, para cada talhão com o número de tratamentos, como seria de esperar facto que persistia quando se consideravam, separadamente, as primeiras 12 fileiras e as 12 restantes. Este facto deve poder atribuir-se à variação desordenada que, já referimos, apresentavam os dados do Quadro III.

QUADRO VIII

Coefficientes de variação «casuais», para talhões de diferente dimensão e 4, 6, 8 e 12 tratamentos \*

Dimensão dos talhões	Coefficientes de variação «casuais»			
	Número de tratamentos			
	4	6	8	12
3 × 1	24,7	24,4	25,1	24,9
4 × 1	20,9	21,3	21,9	22,1
6 × 1	18,1	17,7	19,1	18,4
8 × 1	15,8	15,8	16,3	16,3
12 × 1	13,7	13,3	14,5	14,0
16 × 1	12,3	11,8	13,0	12,4
24 × 1	11,1	10,6	11,4	11,0

\* — 1152 videiras de 3 anos de idade da casta *Tamarês* enxertada em 101-14. Família de solos Atl; Freg. de Muge; Prop. Arrochela (Ribatejo).

Considerámos que esta causa se sobrepôs ao efeito que, seria de esperar, provocasse o aumento do número de tratamentos, determinando o desordenamento que se verifica nos coeficientes de variação «casuais» que figuram no Quadro VIII.

Todavia, como essa variação se pode considerar diminuta nós admitimos que, no nosso caso, para determinada dimensão do talhão experimental, os quatro coeficientes de variação «casuais» são, praticamente iguais, e que as diferenças verificadas são de carácter aleatório, dependendo da distribuição que resulta para os blocos nas várias modalidades estudadas.

Deste modo, resolvemos calcular o número de repetições (N), mínimo e máximo, a que nos conduziam, para cada

talhão, os coeficientes de variação «casuais» que figuram no Quadro VIII.

Os valores obtidos figuram no Quadro IX.

Por observação do Quadro IX conclui-se que, para cada uma das diferenças percentuais nele consideradas, a variação do número de repetições com o número de tratamentos é muito pequena. Com efeito, apenas os valores correspondentes aos talhões de 4 e 6 plantas e para o caso da diferença percentual de 20 % apresentam diferenças ligeiramente superiores à unidade. A maioria das diferenças é quase sempre, inferior a 0,5 unidades.

Estes factos comprovam a falta de significado que apresentam as diferenças entre os coeficientes de variação «casuais» que figuram no Quadro IX.

QUADRO IX

Número mínimo e máximo de repetições (N) necessárias para verificar diferenças percentuais (D) de 20, 25 e 30 % da média, para talhões de dimensão variável \*

Dimensão dos talhões	Número de repetições (N) **		
	D = 20 %	D = 25 %	D = 30 %
3 × 1	13,1 a 13,9	8,4 a 8,9	5,8 a 6,2
4 × 1	9,6 a 10,7	6,2 a 6,9	4,3 a 4,8
6 × 1	6,9 a 8,0	4,4 a 5,1	3,1 a 3,6
8 × 1	5,5 a 5,9	3,5 a 3,8	2,4 a 2,6
12 × 1	3,9 a 4,6	2,5 a 3,0	1,7 a 2,0
16 × 1	3,1 a 3,7	2,0 a 2,4	1,4 a 1,6
24 × 1	2,5 a 2,8	1,6 a 1,8	1,1 a 1,3

\* — Valores obtidos a partir dos coeficientes de variação que constam no Quadro VIII.

\*\* — Valores calculados ao nível de 0,5 P. e admitindo  $t_a^2 = 4,4$

No que respeita ao aspecto comparativo dos dois métodos pode verificar-se que os resultados são quase idênticos, para o que basta comparar os valores dos coeficientes de variação «casuais» que figuram no Quadro VIII com os respectivos valores do Quadro V. Com efeito a diminuição do número de repetições, a que conduziu o método utilizado por CHRISTENSEN

em relação ao método utilizado por STRICKLAND *et al.* (Quadros IX e V) deve atribuir-se a serem, no primeiro caso, calculadas a partir dos coeficientes de variação «casuais» enquanto que, no segundo, se utilizaram para o efeito os coeficientes de variação «totais», como medida de segurança.

Pode, pois, concluir-se que, para o caso da vinha de Arrochela os dois métodos tendem a fornecer resultados aproximadamente idênticos o que nos leva a supor que as variações de fertilidade são muito pequenas (pag. 19), devendo as diferenças verificadas no Quadro III atribuir-se a causas dependentes das próprias cultivares. Na realidade, como já se disse, esta vinha encontra-se instalada num aluviossolo antigo de textura ligeira sem carbonatos, solos, que naquela região vitícola, são bastante homogêneos. Idêntica conclusão pode tirar-se, pelas razões atrás citadas, para o caso da vinha de Lagoa.

1. - *Confronto dos nossos resultados com os de STRICKLAND et al.*  
- *Primeiras conclusões.*

Comparando os resultados por nós obtidos no Algarve e no Ribatejo com os resultados transcritos de STRICKLAND *et al.* (Quadros X e XI), nota-se, em primeiro lugar, que os coeficientes de variação «casuais» e «teóricos» determinados por aqueles autores são sempre inferiores aos correspondentes valores que determinámos para um e outro caso. Isto resulta de ser bastante acentuada a redução da variabilidade no caso estudado por STRICKLAND *et al.* (o quadrado médio associado a «fileiras» era sempre significativo).

As relações entre os valores dos coeficientes de variação «totais» não são, todavia, tão simples.

Com efeito, os coeficientes de variação «totais» respeitantes aos dados de STRICKLAND *et al.*, com excepção dos que se referem aos talhões de 6 e 8 plantas, eram menores do que os que obtivemos, para talhões de igual dimensão quando trabalhámos os dados colhidos no Algarve.

Porém, quando se considerava a totalidade das plantas da vinha de Arrochela, ou as primeiras e as últimas 12 fileiras, os coeficientes de variação «totais» determinados por STRICKLAND *et al.* eram superiores aos correspondentes valores por

QUADRO X

Confronto dos coeficientes de variação por nós determinados \* de acordo com o método utilizado por STRICKLAND *et al.* com os valores calculados por estes autores (1932), na Austrália.

Dimensão dos talhões	Valores determinados pelo autor						Valores de STRICKLAND <i>et al.</i> (1932)		
	ALGARVE Conc. de Lagoa			RIBATEJO Conc. S. de Magos			AUSTRÁLIA		
	teóricos	casuais	totais	teóricos	casuais	totais	teóricos	casuais	totais
1 × 1	—	62,2	62,3	—	65,9	66,2	—	33,4	43,4
2 × 1	43,8	46,5	46,8	46,6	30,3	32,8	22,9	22,8	35,0
3 × 1	36,0	37,7	38,0	38,0	24,6	27,8	19,3	19,2	32,1
4 × 1	31,1	34,8	34,1	32,9	21,8	25,2	16,7	17,2	31,7
6 × 1	25,4	27,4	26,8	26,9	18,1	22,1	13,6	11,4	29,3
8 × 1	22,0	24,7	24,1	23,3	15,8	20,1	11,8	8,7	28,2
12 × 1	18,0	20,1	19,3	19,0	13,2	18,5	—	—	—
16 × 1	15,6	19,5	18,3	16,5	10,4	17,2	—	—	—
24 × 1	12,7	16,8	15,0	13,4	9,4	16,0	—	—	—
N.º de videiras	576			1152			125		
Idade da vinha	3 anos			3 anos			25 anos		
Casta . . . .	Manteúdo			Tamarês			Shiraz		
Porta-enxerto .	420-B			101-14			Rupestris Metálica		

\* Dados originais obtidos no Algarve e no Ribatejo.  
- Valores não determinados pelos autores.

nós encontrados, com excepção dos que se referiam a talhões de uma só videira.

Deste modo, pondo de parte as excepções citadas, não podemos concluir que a vinha onde STRICKLAND *et al.* realizaram o seu estudo se encontrava sujeita a menor variabilidade do que as vinhas que serviram para os nossos estudos. Pelo contrário, atendendo ao comportamento da variação «total» podemos dizer que a vinha onde se realizou o estudo de STRICKLAND *et al.* ocupa, em relação à variabilidade, uma posição intermédia entre as duas vinhas por nós estudadas (no Algarve e no Ribatejo). Parece pois não existir qualquer relação entre a variabilidade total e a idade de uma vinha.

Não sendo, portanto, a variabilidade por nós encontrada excessivamente alta e, tendo havido o cuidado de recorrer à

solução mais desfavorável de modo, a que o possível erro, seja cometido por excesso, isto é, calculando o número de repetições a partir dos coeficientes de variação «totais» constantes no Quadro V, visto que os do Quadro VI lhe são inferiores, as soluções que o nosso estudo nos leva a preconizar, até ao momento, encontram-se condensadas nos Quadros IV e V.

QUADRO XI

Confronto dos coeficientes de variação por nós determinados \* de acôrdo com o método utilizado por STRICKLAND *et al.* com os valores calculados por estes autores (1932), na Austrália.

Dimensão dos talhões	Valores determinados pelo autor						Valores de STRICKLAND <i>et al.</i> (1932)		
	RIBATEJO — Conc. de S. de Magos								
	Fileiras 1 a 12			Fileiras 13 a 24			AUSTRÁLIA		
	Teóricos	Casuais	Totais	Teóricos	Casuais	Totais			
1 × 1	—	53,1	54,2	—	71,1	72,9	—	33,4	43,4
2 × 1	37,6	29,3	30,7	51,6	30,8	30,6	22,9	22,8	35,0
3 × 1	30,6	22,6	24,6	42,1	24,8	25,8	19,3	19,2	32,1
4 × 1	26,6	18,4	21,2	36,4	22,5	22,8	16,7	17,2	31,7
6 × 1	21,7	15,4	18,8	29,8	18,7	18,8	13,6	11,4	29,3
8 × 1	18,8	12,4	17,8	25,8	14,9	15,4	11,8	8,7	28,2
12 × 1	15,3	11,6	15,0	21,0	13,2	13,5	—	—	—
16 × 1	13,3	10,4	14,7	18,2	10,4	11,3	—	—	—
24 × 1	10,8	8,1	11,6	14,9	11,2	10,2	—	—	—
N.º de videiras	576			576			125		
Idade da vinha	3 anos			3 anos			25 anos		
Casta . . . . .	Tamarês			Tamarês			Shiraz		
Porta-enxerto .	101-14			101-14			Rupestris Metálica		

\* Valores obtidos a partir de dois grupos de 12 fileiras consecutivas  
 - Valores não determinados pelos autores. (dados colhidos no Ribatejo).

De entre elas, atendendo a que convém eleger talhões com uma dimensão que não implique um número elevado de repetições e que, pelas razões atrás referidas, se não localizem demasiado perto do vértice das curvas, consideramos indicado o talhão de 12 videiras.

Deste modo teríamos:

Diferença percentual entre dois tratamentos	Número de repetições	Número de plantas por tratamento
20 %	8 a 9	96 a 108
25 %	5 a 6	60 a 72
30 %	4	48

Como pode verificar-se, por comparação com os elementos do Quadro I, o número de plantas por tratamento que preconizamos, para idêntica diferença percentual (20 %) é superior ao que foi aconselhado por STRICKLAND *et al.* e por CHRISTENSEN.

Vejamos porém, outros aspectos.

No que respeita a serem ou não suficientes as 576 videiras consideradas no estudo teríamos que concluir negativamente uma vez que os três agrupamentos considerados em Arrochela tinham comportamento diferente. Pareceria pois, neste caso, que seria conveniente utilizar um número de plantas mais elevado. Tão pouco poderemos concluir que as 1152 plantas são suficientes pois, não sabemos o que se passaria se tal número fosse duplicado. Deve, todavia, atender-se a que, se o número de plantas é muito elevado, a área de estudo torna-se demasiado grande pelo que, mais facilmente, se podem manifestar diferenças morfológicas no solo e nas videiras.

Porém, em relação ao estudo realizado no Algarve não deve haver receio, dado que, o bom ajustamento entre as três curvas, nos garante que não existem variações sistemáticas no solo e nas cultivares. Deste modo, as 576 plantas utilizadas, neste caso, devem considerar-se suficientes. No que respeita às 1152 plantas da vinha de Arrochela, embora o ajustamento não fosse tão perfeito, as distâncias entre as curvas traçadas não são muito grandes pelo que podemos, dentro de certa medida, considerar aquele número suficiente.

Pode pois concluir-se que o método de STRICKLAND *et al.* baseando-se no estudo de três coeficientes de variação pode ser judiciosamente empregado quando dele se sabe tirar partido.

2. — *Confronto dos nossos resultados com os de CHRISTENSEN.*  
— *Primeiras conclusões.*

Comparando os resultados por nós obtidos no Algarve com os resultados transcritos de CHRISTENSEN (1948) (Quadro XII) pode verificar-se que os coeficientes de variação «casuais» por nós determinados são, no caso desta vinha, sempre superiores aos correspondentes valores de CHRISTENSEN. Como explicação deste facto, apenas se nos afiguram viáveis duas hipóteses, dado que desconhecemos o valor dos coeficientes de variação «totais» daquele autor:

1.<sup>a</sup> — CHRISTENSEN trabalhou com um número muito mais elevado de plantas em relação às que pudemos dispor. Deste modo, pôde obter estimativas para os efeitos «blocos» e «erro» fundamentadas num número de graus de liberdade mais elevado;

2.<sup>a</sup> — É possível que no caso estudado por CHRISTENSEN existissem gradientes de variação mais pronunciados. Daqui adviria uma maior diferença entre a variação «total» e a variação «casual», ou o que é o mesmo, grande parte da variação teria sido atribuída ao efeito «blocos».

Não nos é possível saber se ambas ou qual destas causas contribuiu, mais fortemente para a diferença verificada nos valores dos coeficientes de variação «casuais». Apenas podemos voltar a afirmar que, quando se consideravam, 6 tratamentos os coeficientes de variação «casuais» que determinámos se aproximam bastante dos coeficientes de variação «totais» já apresentados. Deste modo a segunda hipótese não é válida para os nossos dados que, por isso, possuem maior universalidade. Do mesmo modo quando considerámos apenas 4 tratamentos o afastamento verificado não pôde considerar-se excessivo.

Pelo contrário, a observação do Quadro XII mostra-nos que os coeficientes de variação «casuais» por nós determinados, a partir da vinha do Ribatejo, são inferiores aos correspondentes valores de CHRISTENSEN com excepção dos casos referentes a 4 tratamentos e a talhões de 6, 12 e 16 plantas. Este facto não é de estranhar, visto que, no nosso caso, o quadrado

médio associado ao efeito «blocos» se apresentou quase sempre altamente significativo como se afirmou em 2.2.2.

Este facto observado na vinha de Arrochela, anula a hipótese 1.<sup>a</sup>, anteriormente formulada, posto que esta vinha tinha menos do que metade do número de plantas em que se baseiam os resultados de CHRISTENSEN. Do mesmo modo, também neste caso, a hipótese 2.<sup>a</sup>, não é de admitir dado, que os coeficientes de variação «casuais» obtidos a partir dos dados provenientes da vinha do Ribatejo, eram em geral, mais baixos do que os de CHRISTENSEN. *Somos portanto, levados a concluir que a vinha onde trabalhou CHRISTENSEN apresentava*

QUADRO XII

Confronto dos coeficientes de variação por nós determinados de acordo com o método utilizado por CHRISTENSEN com os valores (não corrigidos) calculados por este autor (1948), em Mendonza.

Dimensão dos talhões	Valores determinados pelo autor						Valores de CHRISTENSEN (não cor.) (1948)			
	ALGARVE Conc. de Lagoa ( <sup>1</sup> )		RIBATEJO Conc. de Salv. de Magos ( <sup>1</sup> )				ARGÉNTINA Mendonza ( <sup>2</sup> )			
	N.º de tratamentos		N.º de tratamentos				N.º de tratamentos			
	4	6	4	6	8	12	4	6	8	12
3 × 1	34,6	37,7	24,7	24,4	25,1	24,9	-	-	-	-
4 × 1	32,0	35,0	20,9	21,3	21,9	22,1	-	-	-	-
6 × 1	23,7	27,3	18,1	17,7	19,1	18,4	17,5	18,6	19,3	21,2
8 × 1	22,1	23,9	15,8	15,8	16,3	16,3	16,7	17,6	18,0	20,0
12 × 1	18,0	19,2	13,7	13,3	14,5	14,0	13,4	14,6	15,2	17,8
16 × 1	15,0	17,5	12,3	11,8	13,0	12,4	11,8	13,3	14,1	16,6
24 × 1	14,2	14,5	11,1	10,6	11,4	11,0	-	-	-	-
N.º de videiras	576		1152				2500			
Idade da vinha	3 anos		3 anos				adulta			
Casta . . . . .	Manteúdo		Tamarês				Malbeck (3 var.)			
Porta-enxerto .	420-B		101-14				não referido			

(<sup>1</sup>) Vinha em condição de sequeiro.

(<sup>2</sup>) Vinha em condição de regadio.

- Valores não determinados pelo autor.

uma variabilidade intermédia entre as duas a que se referem os nossos dados.

Todavia, por comparação dos valores (Ribatejo) dos Quadros X e XII pode verificar-se que os que se apresentam no Quadro XII, apesar de bastante semelhantes aos primeiros se ajustam um pouco melhor aos coeficientes de variação «totais» garantindo, portanto, maior universalidade das conclusões.

No que respeita ao número de repetições necessárias para permitir verificar diferenças percentuais entre modalidades (Quadro XIII); surge, necessariamente como uma consequência dos valores presentes no Quadro XII. Assim, comparando naqueles os valores por nós obtidos a partir dos dados provenientes do Algarve com os de CHRISTENSEN, pode verificar-se que os valores deste autor são bastante inferiores aos que nós determinámos. Dispensamo-nos de qualquer comentário, pois tal facto é um reflexo dos valores dos coeficientes de variação encontrados num caso e no outro. Deste modo qualquer explicação não seria mais do que uma repetição do que já ficou dito.

Como a variação dos coeficientes de variação «casuais» com o número de tratamentos era um pouco desordenada no caso por nós estudado a partir dos dados colhidos em Salvaterra de Magos, apresentamos no Quadro XIII a amplitude de variação do número de repetições (valores mínimos e máximos) para 4, 6, 8 e 12 tratamentos em confronto com aquela a que conduziam os valores de CHRISTENSEN para, assim, ajustarmos da sua importância.

Como pode verificar-se no respectivo quadro a amplitude de variação era muito maior no caso a que se referem os valores de CHRISTENSEN (amplitude máxima 3,2 e mínima 2,7) do que no caso por nós estudado (amplitude máxima 1,1 e mínima 0,3 — sendo a maioria dos valores inferiores à unidade). Daqui se conclui que, neste caso, a variação do número de tratamentos pouco influenciou nos valores por nós encontrados, sendo os nossos menores valores muito semelhantes aos menores determinados por CHRISTENSEN.

À semelhança do que fizemos anteriormente, traçámos, para os nossos dados, os gráficos respeitantes às variações «casual», «teórica» e «total» que, dada a sua semelhança com

QUADRO XIII

Confronto do número de repetições necessárias, para permitir verificar diferenças percentuais de 20 % da média geral, com os valores obtidos por CHRISTENSEN (1948), em Mendonza\*.

Dimensão dos talhões	Valores do autor		Valores de CHRISTENSEN (não cor.)		Valores do autor	Valores obtidos a partir dos «C. V. não cor.» de CHRISTENSEN MENDONZA
	ALGARVE (1)		MENDONZA (2)		RIBATEJO (1)	MENDONZA (2)
	N.º de tratamentos		N.º de tratamentos		Valores mínimos e máximos para 4, 6, 8 e 12 tratamentos	Valores mínimos e máximos para 4, 6, 8 e 12 tratamentos
4	6	4	6			
3 × 1	26,3	31,3	—	—	13,1 a 13,9	—
4 × 1	22,5	27,0	—	—	9,6 a 10,7	—
6 × 1	12,4	16,4	6,7	7,6	6,9 a 8,0	6,7 a 9,9
8 × 1	10,7	12,6	6,1	6,8	5,5 a 5,9	6,1 a 8,8
12 × 1	7,1	8,1	4,0	4,7	3,9 a 4,6	4,0 a 6,9
16 × 1	4,9	6,7	3,1	3,9	3,1 a 3,7	3,1 a 6,1
24 × 1	4,4	4,6	—	—	2,5 a 2,8	—
N.º de videiras	576		2500		1152	2500
Idade da vinha	3 anos		adulta		3 anos	adulta
Casta . . . . .	Manteúdo		Malbeck (3 var. dif.)		Tamarês	Malbeck (3 var. dif.)
Porta-enxerto .	420-B		não referido		101-14	não referido

(1) Vinha em condição de sequeiro.

(2) Vinha em condição de regadio.

— Valores não determinados pelo autor.

\* Valores calculados ao nível de 0,5 P. e admitindo  $t^2_a = 4,4$ .

os anteriores, nos dispensamos de apresentar. Pudemos assim, verificar que os coeficientes de variação dos talhões de 6 e 8 plantas se localizam, ainda neste caso, demasiado próximos do vértice da curva pelo que, pelas razões já referidas, são pouco aconselháveis. De igual modo, os talhões de pequenas dimensões conduzem a um número excessivo de repetições e, portanto, não são convenientes, visto exigirem um grande número de determinações no campo.

No que respeita aos talhões de 16 e 24 plantas também não são compensadores pois os coeficientes de variação que lhes correspondem encontram-se localizados num ramo da curva que, praticamente, é quase paralelo ao eixo onde se marcam

as variações da dimensão dos talhões. Por esta razão a dimensão destes talhões não compensa em relação ao talhão de 12 videiras, que satisfaz os quesitos necessários, garantindo, simultaneamente, uma relativa segurança em relação à morte de alguns simbiontes e não conduz a um número excessivo de repetições.

*Deste modo, tendo em consideração os elementos contidos nos Quadros VII, VIII e IX, ter-se-ia para este talhão os valores seguintes:*

Diferença percentual entre 2 tratamentos	Número de repetições	Número de plantas por tratamento
20 %	4 a 8	48 a 96
25 %	3 a 5	36 a 60
30 %	2 a 3	24 a 36

Como pode verificar-se (ver Quadro I) o número de plantas por tratamento preconizado para verificar diferenças percentuais, entre dois tratamentos, de 20 % da média geral, é quase igual ao número proposto por CHRISTENSEN (1948) e superior ao que preconizaram STRICKLAND et al.

Pondo de parte os aspectos comparativos com os resultados dos autores citados, notemos que os valores máximos, agora apresentados, são semelhantes aos mínimos que figuram na pág. 51.

Todavia, esta descriçãncia é apenas aparente e resulta de, no caso presente, ter sido calculado o número de repetições a partir dos coeficientes de variação «casuais» enquanto que, anteriormente (pág. 51) foram para tal, utilizados os coeficientes de variação «totais». *Trata-se, pois, apenas de um problema de opção quanto à base de escolha do coeficiente de variação para o cálculo do número de repetições e não a diferenças motivadas pelos métodos seguidos.*

Também não pode atribuir-se esta diferença ao facto de se haver trabalhado, em Arrochela, com o dobro do número de plantas utilizadas em Lagoa e, para o demonstrar, apresenta-se em seguida, a título de exemplo, os valores dos coeficientes de variação «casuais» e número de repetições para as primeiras e últimas 12 fileiras e para o total de 24 fileiras, para o caso de 4 tratamentos e talhão de 12 plantas:

	Primeiras 12 fileiras	Últimas 12 fileiras	Considerando as 24 fileiras
C. V. (casuais) . . . . .	13,8 %	13,1 %	13,7 %
N.º de repetições . . . . .	4,2	3,8	3,9

A partir destes elementos pode verificar-se a pequena e insignificante diferença entre os valores dos coeficientes de variação «casuais» e correspondente número de repetições para os três casos considerados.

*A redução verificada no número de plantas por tratamento e no número de repetições, quando se trabalha com os dados obtidos em Arrochela, deve pois atribuir-se ao facto de haver neste caso uma diferença notável entre os valores dos coeficientes de variação «casuais» e «totais».*

Deste modo o método utilizado por CHRISTENSEN (1948) conduziu a valores mais baixos do número de repetições dado que utiliza os coeficientes de variação «casuais» para o cálculo destes números.

*Pode, assim, concluir-se, que as diferenças verificadas são, essencialmente, devidas a características do material (falta de homogeneidade nas produções unitárias da vinha de Arrochela) e não a diferenças motivadas pelos métodos empregados.*

### 3 — CONCLUSÕES GERAIS. — O caso da análise de grupos de ensaios e dos delineamentos segundo o esquema «SPLIT-PLOT»

Por forma breve vamos referir as conclusões a que nos conduziu, o estudo efectuado.

- 1.ª — Para os ensaios destinados à comparação de variedades, de acordo com a bibliografia consultada, o talhão mais frequentemente utilizado tem a forma rectangular, reduzida a uma só linha. Se os ensaios são de adubação ou fitossanitários é, em geral, aconselhada a mesma forma do talhão rodeado por duas filas laterais (bordaduras laterais) e duas ou três plantas nos topos (bordaduras de topo).
- 2.ª — O estudo efectuado sobre a distribuição da variável «peso da produção» mostrou que a mesma segue de perto a distribuição Normal. Contudo, a prova de «normalidade» evidenciou diferenças devidas ao alongamento ou achatamento dos histogramas e à assimetria dos mesmos. Consideramo-la demasiado poderosa, relativamente às necessidades da experimentação em viticultura.

Com efeito, tais deficiências, quando a forma do histograma é razoável, não devem tomar-se em consideração dada a diminuta influência que têm na interpretação dos resultados dos ensaios.

Mostrámos contudo, ser vantajoso, recorrer à transformação da variável segundo a fórmula  $Y = \log_{10} (X + 0,5) + 1$ , com vista a corrigir a falta de normalidade, evidenciada pelos histogramas.

3.<sup>a</sup> — A partir dos dados coligidos em Lagoa (Algarve) concluímos que os dois métodos conduzem a resultados praticamente idênticos quanto à dimensão dos talhões e consequente número de repetições (coeficientes de variação «casuais» semelhantes).

Tal deverá suceder quando o ensaio for realizado em vinhas com grande homogeneidade (grande proximidade entre os valores dos coeficientes de variação «casuais» e «totais» para qualquer dimensão do talhão).

Parece-nos pois, que os resultados dependem mais da vinha escolhida para a realização do ensaio de uniformidade do que do método a que se recorre para a interpretação dos resultados. Mostrou-se também que o estudo simultâneo de ambos os coeficientes de variação referidos é condição indispensável para garantir a universalidade das conclusões.

4.<sup>a</sup> — A partir dos dados recolhidos em Arrochela (Salvaterra de Magos, pôde concluir-se que, neste caso, os dois métodos forneciam, aparentemente, resultados diferentes. Este facto pode atribuir-se à diferença que em Arrochela se verificava entre os coeficientes de variação «totais» e os «casuais». Sucedeu, por razões explicadas oportunamente, que ao aplicarmos o método utilizado por STRICKLAND *et al.* calculámos o número de repetições a partir dos coeficientes de variação «totais». Para comparar os nossos resultados com os de CHRISTENSEN, quando aplicámos o método deste autor servimo-nos dos coeficientes de variação «casuais» o que nos conduziu à determinação de números de repetições mais baixos.

A divergência que, neste caso, observámos nos valores que os métodos forneceram é, pois, apenas o resultado de um problema de opção na escolha dos coeficientes de variação («casuais» ou «totais») para o cálculo do número de repetições. Quando tal escolha é indiferente, por estarem os dois valores muito próximos, estamos perante uma vinha de eleição para permitir obter conclusões universais. No caso da vinha de Arrochela instalada na família de solos Atl a heterogeneidade do solo não era visível. Ela deve pois atribuir-se a causas dependentes das cultivares. Com efeito, lado a lado com videiras bastante produtivas, encontravam-se outras com produção quase nula.

5.<sup>a</sup> — A comparação dos coeficientes de variação obtidos através dos dados colhidos em Lagoa com os de STRICKLAND *et al.* mostra que os valores destes autores são mais baixos do que os nossos com excepção dos coeficientes de variação «totais» referentes a talhões de 6 e 8 plantas. Este facto mostra que, em geral, a variabilidade total era menor na vinha utilizada para STRICKLAND *et al.* Todavia, como a diferença desta para a variabilidade casual era muito superior à que nós encontrámos pode concluir-se que a vinha onde trabalharam STRICKLAND *et al.* se encontrava muito mais sujeita a variações sistemáticas. Deste modo os resultados daqueles autores são menos universais do que os que se apresentaram. Causas idênticas determinam que STRICKLAND *et al.* sugerissem o uso de talhões demasiado pequenos e um baixo número de repetições.

Quando se efectuou a comparação dos resultados que obtivemos a partir dos dados coligidos em Arrochela os coeficientes de variação «totais» que determinámos eram (com excepção do talhão de 1 só videira) inferiores aos correspondentes valores de STRICKLAND *et al.* Deste modo, a vinha a que se referem os resultados destes autores parece ocupar, quanto à variabilidade, uma posição intermédia entre as duas vinhas que se referem no presente trabalho.

A comparação dos resultados obtidos a partir dos dados colhidos em Lagoa por recurso ao método utilizado por CHRISTENSEN (1948) com os resultados deste autor permitiu-nos verificar que os coeficientes de variação «casuais» determinados por este autor são, em todos os casos, inferiores, aos valores por nós encontrados. Porém, como no nosso caso os coeficientes de variação «casuais» e «totais» estavam bastante próximos uns dos outros podemos afirmar, que os nossos resultados possuem o carácter de universalidade que já foi referido anteriormente. O mesmo não pode dizer-se quanto aos resultados obtidos a partir dos dados colhidos em Arrochela dado que os dois coeficientes de variação referidos se afastavam o suficiente para mostrar que a vinha de Arrochela possuía diferenças de produção que contrariavam, em parte, aquela universalidade. Neste caso os coeficientes de variação «casuais» determinados aproximavam-se bastante dos respectivos valores de CHRISTENSEN (1948).

Do exposto e em resumo, pode concluir-se que ambos os métodos são, sob o ponto de vista prático igualmente válidos mas que a título de precaução, consideramos, da maior utilidade, o conhecimento dos coeficientes de variação «totais» o que evitará generalizar, casos estritamente particulares.

6.<sup>a</sup> — O estudo efectuado permite concluir que não subsistem razões que obriguem a utilizar talhões de dimensões diferentes, nem diferente número de repetições nos ensaios que possam vir a efectuar-se nas duas regiões onde decorreram os ensaios de uniformidade. Pelo contrário, à falta de melhores fundamentos, parece-nos possível utilizar sempre talhões da mesma dimensão (podendo contudo admitir-se pequenas variações do número de repetições), em todas as regiões vitícolas portuguesas e nas zonas do País que virão a destinar-se à produção de uva de mesa.

Assim, sob muitos aspectos, será possível considerar a experimentação vitícola englobada num conjunto homogéneo, o que, sem dúvida, será factor bas-

tante fecundo, no quantitativo de informação que será possível colher.

7.<sup>a</sup> — Com respeito a conclusões de interesse imediato sobressai o facto de serem os talhões que melhor se adaptam aos ensaios vitícolas (nos quais é frequente, em cada talhão a morte permanente de alguns simbiontes ou, em alternativa, a existência de plantas de idades diferentes), aqueles que se localizam numa zona estável das curvas de variação a que nos referimos no presente trabalho e, simultaneamente, suficientemente afastados do vértice das mesmas. Tais talhões não devem, também, ser demasiado grandes. É este o caso dos talhões de 8 e 12 videiras, garantindo, todavia, os últimos, maior segurança.

Deste modo, conjugando os elementos das págs. 51 e 56 e para esta dimensão dos talhões (12 videiras) o número de repetições a utilizar e de plantas por tratamento seria o que se segue para as três diferenças percentuais de que nos ocupámos:

Diferenças a verificar entre 2 tratamentos em % da média geral	Número de repetições necessárias	Número de plantas por tratamento
20 %	8	96
25 %	4 a 5	48 a 60
30 %	3 a 4	36 a 48

\* \* \*

Quando se analisam grupos de ensaios (nos quais figuram as mesmas cultivares), realizados em locais distintos (caso que reveste o maior interesse na experimentação de campo, no âmbito da viticultura — GRÁCIO, 1965) concorrerão para a determinação das médias a comparar, um número de plantas muito mais elevado. Neste caso bastaria recorrer a um menor número de repetições.

Todavia, tal não é possível por ser intensão do técnico especializado em experimentação vitícola obter informações válidas, também respeitantes ao local ou área que cada ensaio deve representar. Além deste facto acresce, que o uso de 2 repetições não é aconselhável, pois, a falha de alguns talhões numa delas invalidaria grande parte da interpretação estatística,

diminuindo o quantitativo de informação que era possível obter.

No caso dos ensaios delineados segundo o esquema «Split-plot» utilizando sub-talhões de 12 videiras bastará o uso de 3 repetições, desde que se admita que a avaliação do efeito «castas  $\times$  porta-enxertos» será feita apenas para verificar diferenças percentuais não inferiores a 30 % da média geral. Assim, no que respeita à falta de afinidade apenas serão detectadas, em cada ano e em cada ensaio, os casos de nítida falta de afinidade a qual, todavia, não é possível apreciar por observação directa das cultivares, exigindo, para maior garantia, a análise estatística de resultados obtidos a partir de delineamentos previamente escolhidos, como é o caso daquele que acabou de se referir.

Admitamos que se utiliza no esquema «Split-plot», o sub-talhão de 12 videiras e que o número de castas é de 12 (distribuídas em talhões) e de 8 o número de porta-enxertos (ocupando os sub-talhões) casualizados dentro de cada talhão.

Admitamos, que se analisa, separadamente, o comportamento dos porta-enxertos em relação a uma só casta, incluindo, as respectivas repetições (blocos).

À parte o confundimento dos efeitos «castas» e «porta-enxertos», que apenas contribui para reduzir a informação, estaremos em presença de um delineamento em «blocos completos casualizados» no qual os tratamentos são os 8 porta-enxertos ensaiados. Admitamos que há interesse em comparar as médias anuais dos resultados obtidos com cada um deles. De acordo com as conclusões apresentadas, para que possam verificar-se diferenças percentuais de 30 % de média geral, seria necessário dispor de 3 a 4 repetições ou seja 36 a 48 plantas por modalidade, com talhões constituídos por 12 videiras.

Idêntica situação surge, quando neste esquema se pretende avaliar a significância de interacção «castas  $\times$  porta-enxertos».

É lógico inquirir se não haveria conveniência na utilização de um número maior de plantas por tratamento (número mais elevado de repetições). Todavia, tal não era conveniente em face das grandes dimensões que o ensaio, neste caso, ocuparia e, além disso, porque, na análise geral, apenas a interacção «castas  $\times$  porta-enxertos» é, fundamentada por comparação das médias de 36 a 48 plantas.

Com efeito, para a avaliação do valor de cada porta-enxerto procede-se, neste esquema estatístico, em média das castas presentes e, para a avaliação do valor de cada casta em média dos porta-enxertos que nele figuram.

Deste modo, para o caso exemplificado, dispor-se-ia, para a comparação dos elementos de cada ano de duas castas *A* e *B* de 8 (porta-enxertos)  $\times$  12 (sub-talhões de 12 videiras)  $\times$  3 (repetições) = 288 videiras. Do mesmo modo, para a comparação de dois porta-enxertos *a* e *b*, em cada ano, o número para calcular as médias respectivas seria de 12 (castas)  $\times$  12 (sub-talhões de 12 videiras)  $\times$  3 (repetições) = 423 plantas.

Como pode verificar-se pelo Quadro I estes valores excedem quase o triplo e o quádruplo, respectivamente, do número de plantas exigidas por HUSFELD (1959) (100 plantas por tratamento) bem como, em larga medida, os valores aconselhados por STRICKLAND *et al.* (1932) e por CHRISTENSEN (1948). Parece, portanto, que estamos a exagerar as necessidades que o presente trabalho nos indica como suficientes.

Porém, são várias as razões que levam a optar por este procedimento:

- 1) — A necessidade do estudo da interacção castas  $\times$  porta-enxertos que, deste modo é feita, em cada local, pela comparação de médias de 36 plantas.
  - a) — A importância do estudo desta interacção compreende-se facilmente posto que se trata de uma forma de avaliar, embora por forma relativa, a afinidade entre os simbiontes.
- 2) — Pode suceder haver conveniência em analisar em particular o comportamento dos porta-enxertos enxertados em cada casta ou averiguar a homogeneidade do erro *b*). Teremos, nestes casos, que comparar médias baseadas apenas em 36 plantas (tudo se passando como no caso de delineamento em «blocos completos casualizados»).
- 3) — Como é sabido no esquema «Split-plot» existe confundimento entre os tratamentos aplicados aos grandes talhões (castas) e aos pequenos talhões (porta-

-enxertos). Deste facto resulta uma notável perda de informação pelo que é conveniente recorrer a um maior número de plantas por tratamento.

Outras razões se poderiam apontar que, igualmente, concorrem para que o número de plantas de cada sub-talhão não seja inferior a 12 e para que o número de repetições seja pelo menos igual a 3.

Com efeito, admitindo um número de repetições inferior a 3 (2 por exemplo), se em uma delas falhassem vários simbiontes, o ensaio estaria comprometido naquele local por ser então impossível a determinação de valores prováveis para as falhas verificadas.

Por outro lado o número de plantas por tratamento não pode baixar em virtude do que ficou dito nas alíneas 1) e 2) pois a comparação entre duas médias atinge, naqueles casos, o valor mínimo que o presente trabalho considerou admissível para verificação de diferenças percentuais de 30 % da média geral. Para este número de plantas (36) é aconselhável, como dissemos, o uso de sub-talhões de 12 videiras e 3 repetições. Seria sem dúvida vantajoso o uso de 4 repetições que melhor garantiria o êxito dos aspectos focados nas duas alíneas 1) e 2), mas tal procedimento aumentaria por tal forma o tamanho dos ensaios vitícolas (nos quais interessa fazer figurar sempre um número elevado de castas e porta-enxertos) que, não só os tornaria excessivamente dispendiosos, mas também difíceis de instalar, devido à área que ocupariam a qual, como é sabido, necessita ter boas características de homogeneidade pedológica.

Deste modo podemos concluir que a solução que preconizamos para a realização de ensaios varietais em viticultura delineados segundo o esquema «Split-plot», sub-talhões de 12 videiras e 3 repetições, é a mínima possível para permitir responder às questões das alíneas 1) e 2) através da verificação de diferenças entre duas modalidades (tratamentos) de pelo menos 30 % da média geral. Esta é, simultaneamente, largamente segura para a comparação do valor cultural das castas e dos porta-enxertos uma vez que, nestes casos, se actua, respectivamente, em média dos porta-enxertos e das castas que figuram no delineamento.

## SUMÁRIO

Os resultados que se apresentam neste trabalho foram obtidos em dois ensaios de uniformidade realizados em duas vinhas jovens instaladas em famílias de solos diferentes, sendo uma pertencente ao Concelho de Lagoa (Província do Algarve) e a outra ao Concelho de Salvaterra de Magos (Província do Ribatejo). Em ambos os casos o rendimento foi avaliado em quilogramas/planta. No ensaio primeiramente referido figuraram 576 videiras e, no segundo, 1.152.

Primeiramente o autor efectuou uma breve revisão bibliográfica que lhe permitiu concluir que os diversos autores concordavam, em geral, com a forma mais adequada aos talhões experimentais ou seja a forma estreita e comprida. No que respeita à sua dimensão e número de repetições necessárias para demonstrar determinadas diferenças percentuais, as opiniões eram, todavia, divergentes como se pode concluir por observação do Quadro I. Com efeito este quadro, apresenta diferentes soluções que, possivelmente são a consequência do material utilizado e também da interpretação dada aos métodos empregados.

Na realidade o Quadro I contém resultados obtidos não só por recurso a várias variedades, mas também a vinhas instaladas em solos diferentes. A fim de formar uma ideia sobre o efeito destas causas de variação nos resultados dos ensaios de uniformidade o autor analisou dados obtidos em duas vinhas nas quais figuram castas diferentes (*Manteúdo* e *Tamarês*) enxertadas em diferentes porta-enxertos (*420-B* e *101-14*), que se localizaram em duas famílias de solos (*Vc* e *Atl*) e em duas províncias do País.

Antes de avaliar a variabilidade dos dois grupos de dados, o autor realizou um breve estudo acerca da normalidade dos mesmos por observação dos histogramas da distribuição das frequências relativas e por meio da aplicação da conhecida «prova de normalidade». Concluiu que esta prova pode considerar-se demasiado poderosa em relação às necessidades da experimentação de campo em viticultura. Com efeito pondo de parte pequenas deficiências de assimetria, alongamento e achatamento, a observação da forma dos histogramas mostrou que esta podia considerar-se próxima da que corresponde à

distribuição Normal, tendo em consideração as necessidades de normalidade da experimentação de campo. Todavia pôde concluir-se que a aplicação da transformação  $Y = \log_{10} (X + 0,5) + 1$  pode ser empregada, com vantagem, para corrigir pequenas deficiências nos histogramas, verificadas por simples observação. Nesta transformação  $X$  representa o rendimento em «quilogramas/cepa» e  $Y$  o correspondente valor na escala logarítmica.

A fim de avaliar a influência nos resultados destes ensaios o autor aplicou a cada um dos grupos de dados dois métodos diferentes, tendo o primeiro sido usado na Austrália por STRICKLAND *et al.* em 1932 e o segundo por CHRISTENSEN na Argentina em 1948.

Os resultados obtidos foram, por forma sintética, os seguintes:

1.º — Praticamente, através dos dados coligidos em Lagoa obtiveram-se os mesmos resultados com ambos os métodos. Este facto evidencia a grande homogeneidade daquela vinha na qual os valores dos coeficientes de variação «totais» e «casuais» estavam bastante próximos uns dos outros para cada dimensão do talhão.

Deste modo, o autor concluiu que as diferenças entre as conclusões dos diversos autores são, essencialmente, devidas a diferenças do material usado nos ensaios e não a uma causa dependente dos métodos empregados.

2.º — A aplicação dos dois métodos aos dados coligidos na vinha de Salvaterra de Magos conduziu, todavia, a diferentes valores do número de repetições. Todavia este facto é devido a diferenças verificadas entre os valores dos coeficientes de variação «totais» e «casuais». Considerámos pois, que esta vinha não tinha as necessárias condições de homogeneidade necessárias a este género de ensaios. Através do estudo efectuado pôde verificar-se que este facto era devido essencialmente a causas inerentes às próprias videiras e não à heterogeneidade do solo. Acresce que, as diferenças verificadas não são uma causa

directa das diferenças entre os métodos empregados mas sim o resultado da escolha do coeficiente de variação para o cálculo do número de repetições, necessário para permitir verificar determinadas diferenças percentuais entre duas médias.

3.º — Quanto à comparação dos dois métodos o autor concluiu que ambos são igualmente válidos desde que os dados provenham de uma vinha na qual o solo e as plantas tenham grande homogeneidade. Neste caso os resultados terão a necessária universalidade a qual é confirmada pela pequena diferença entre os coeficientes de variação «totais» e «casuais».

4.º — Para evitar o perigo da escolha de talhões localizados perto do vértice das curvas de variação, o que pode causar heterogeneidade do erro nas análises de variância, o autor aconselha o uso de talhões com um mínimo de 8 a 12 plantas e manifesta a sua preferência pelos últimos. Deste modo, para este talhão são recomendadas as seguintes soluções:

Diferenças a verificar entre duas médias	Número de repetições	Número de plantas por tratamento
20 %	8	96
25 %	4 a 5	48 a 60
30 %	3 a 4	36 a 48

Ao terminar o seu trabalho o autor chama a atenção para o caso dos delineamentos em «Split-Plot» quando os grandes talhões são ocupados por variedades de castas e os pequenos talhões por variedades de porta-enxertos. Assim, a diferença entre duas castas é verificada em média das repetições e do número total de porta-enxertos incluídos no ensaio e a diferença entre duas variedades de porta-enxertos em média das repetições e do número de castas que figuram na experiência. Deste modo, neste caso, o número de plantas consideradas para o cálculo das médias citadas é mais elevado do que os números apresentados. Assim, neste delineamento, o tamanho dos talhões parece excessivo. Todavia não é assim devido à grande importância que reveste o estudo da interacção «castas × porta-enxertos» neste género de ensaios vitícolas. Com efeito, para tal estudo, é aconselhável o uso de talhões com um mínimo de 12 plantas e 3 repetições. Nestas condições é viável

verificar diferenças de 30 % no que respeita aos efeitos daquela interacção e, assim, o tamanho do ensaio não será excessivo, mesmo que este inclua um grande número de castas e de porta-enxertos (12 castas e 8 porta enxertos por exemplo).

#### SUMMARY

The results given in this paper were obtained in two uniformity trials with two young vines on different soil families, one in the province of the Algarve (Lagoa) and the other in the province of Ribatejo (Salvaterra de Magos). In both cases the yield was evaluated across the variable production, expressed in kilogrammes per plant. In the first trial the author worked with 576 vines, and in the second with 1,152 vines.

First, the author made a brief bibliographical survey, coming to the conclusion that the various authors were generally agreed as to the most adequate form which experimental plots should have, i. e., narrow and long. As regards, however, their size and the number of replications needed to demonstrate certain percentage differences, the opinions diverged somewhat, as may be seen from Table I. Indeed, this table presents different solutions possibly arising from the material used and also from the interpretation of the adopted methods.

In fact, Table I shows the results obtained through the use not only of several varieties but also of vines grown on different types of soil. To have some idea of the effect of these causes of variation in the results of the uniformity trials, the author analysed data obtained with two varieties of grapes (*Manteúdo* and *Tamarês*) grafted on different root-stocks (*420-B* and *101-14*) localized on two soil families (*Vc* and *Atl*) and in two provinces of Portugal.

Before evaluating the variability of the two groups of data, the author made a brief study of their normality through observation of the histograms of distribution of the relative frequencies and through the application of the well-known «normality test». He drew the conclusion that this test may be considered too powerful in relation to the field experimentation needs in vine growing. Indeed, apart from small deficiencies of asymmetry, elongation and flatness, the observation of the histograms showed that their shape can be considered

near to the normal distribution, in relation to the needs of field experimentation.

In order to evaluate the influence on the results of these experiments, the author applied two different methods to each group, the first having been applied in Australia by STRICKLAND *et al.* in 1932 and the other in Argentina by CHRISTENSEN in 1948.

The results obtained were briefly:

1. Through the data collected at Lagoa, practically the same results were obtained with both methods. This fact shows the great homogeneity of that vineyard, where the values of the «total» and «random» variation coefficients were rather similar for each plot size.  
Hence the author concluded that the divergences in the conclusions of the various authors are essentially due to differences of the material used in the trials and not to a cause depending on the methods used.
2. The application of the two methods to the data obtained at the Salvaterra de Magos vineyard led, however, to different values as regards the number of replications. This fact, however, is due to differences between the values of the «total» and «random» variation coefficients. We therefore considered that this vineyard lacked the conditions of homogeneity required for this kind of trials. The study carried out showed that this was essentially due to causes inherent to the vines themselves and not to the heterogeneous nature of the soil. Also, the differences met with are not a direct cause of the differences between the adopted methods but rather a result of the choice of the variation coefficient for the estimating of the number of replications required to make it possible to ascertain certain percentage differences between two means.
3. As to the comparison of the two methods, the author concludes that both are equally valid provided the data derive from a homogeneous vineyard as regards soil and plants. In this case the results will have the required universality, confirmed by the small difference between the «total» and «random» variation coefficients.

4. To avoid the danger of choosing plots located near the vertex of the variability curves — which may cause heterogeneity of the error in a future analysis of variation, the author advises the use of plots with a minimum of 8 to 12 plants, preferably the latter.

According, the following solutions are recommended for such a plot:

Differences to be tested between two means	Number of replications	Number of plantes per treatment
20 %	8	96
25 %	4 to 5	48 to 60
30 %	3 to 4	36 to 48

At the end of this paper, the author refers to the case of «split-plot» design when the larger plots are occupied by varieties of grapes and the smaller ones by varieties of root-stocks. Thus the difference between two varieties of grapes is tested from the mean of the replications and from the total root-stocks included in the experiment, and the difference between two varieties of root-stocks from the mean of the replications and number of varieties of grapes comprised in the experimentation. Therefore, in this case the number of plants considered for the calculation of the mean is higher than the figures given. In this design, therefore, the size of the plots seems excessive, but it is not, owing to the great importance of the interaction «grapes × root-stocks» in this type of viticultural experiments. Indeed, for such purpose it is advisable to use plots with a minimum of 12 plants and 3 replications. Under these conditions it becomes possible to ascertain differences of 30 % as regards the effects of that interaction; thus, the size of the experiment will not be excessive even if it includes a great number of varieties of grapes and root-stocks (12 varieties of grapes and 8 root-stocks, for instance).

#### AGRADECIMENTOS

Ao Ex.<sup>mo</sup> Sr. Eng.<sup>o</sup> Agrónomo ACÚRCIO FERNANDES RODRIGUES gratos pelo grande auxílio que nos prestou na remodelação do presente trabalho e na revisão das provas tipográficas.

À minha esposa, Senhora D. MARIA FERNANDA MACHADO GRÁCIO gratos pelo auxílio prestado na revisão das provas tipográficas e do trabalho dactilografado.

À Ex.<sup>ma</sup> Senhora D. MARIA LUÍSA DE OLIVEIRA gratos pelo esmero e boa vontade manifestada durante a dactilografia do presente trabalho e sua incansável cooperação.

#### BIBLIOGRAFIA

- ALDEBERTH, G.  
1959 *Méthodologie de l'Expérimentation Viticole* Rap. 38 ème Ses. Plén. Of. Comité O. I. V. *Bull. O. I. V.* 31 (337): 44-49.
- CHRISTENSEN, J. R.  
1948 *Determinacion de parcelas experimentales para viñas. Experimenta* I (1-2): 20-25.
- COCHRAN, W. G. & COX, G. M.  
1957 *Experimental Designs*. Sec. Ed. John Wiley & Sons, Inc. New York.
- COX, D. R.  
1958 *Planning of Experiments*. John Wiley & Sons, Inc. London.
- CUNNINGHAM, R. K. & BURRIDGE, J. C.  
1959 The effect of yield variability of *Amelonado cacao* on the design of fertilizer field experiments in Ghana. *Jour. Hort. Sci.* 34 (4): 229-237.
- DAVIDES, L. X.  
1959 *Méthodologie de l'Expérimentation Viticole* Rap. 38 ème Ses. Plén. Of. Comité O. I. V. *Bull. O. I. V.* 31 (337): 50-56.
- FEDERER, W. T.  
1955 *Experimental design—Theory and Application*. The Macmillan Company. New York.
- GRÁCIO, A. M.  
1961 *Planificação de alguns ensaios de campo para estudos vitivinícolas a realizar no Posto Experimental de Pegões*. C. N. E. V., Dact.
- GRÁCIO, A. M.  
1962 *Esboço de um projecto de experimentação a realizar no litoral do Algarve para estudos de adaptação de castas de uva de mesa, de porta-enxertos e das suas relações*. C. N. E. V., Dact.
- 1965 *Estudo de adaptação e afinidade em Viticultura—Anteprojecto de um delineamento experimental para a Região Demarcada dos Vinhos do Dão*. *Vin. Port. Doc.* 2 (1) Série I: 1-94.
- HIDALGO, L.  
1959 *Méthodologie de l'Expérimentation Viticole*. Rap. 38 ème Ses. Plén. Of. Comité O. I. V. *Bull. O. I. V.* 31 (337): 25-38.
- HUSFELD, B.  
1959 *Méthodologie de l'Expérimentation Viticole*. Rap. 38 ème Ses. Plén. Of. Comité O. I. V. *Bull. O. I. V.* 31 (336): 34-35.

TRABALHOS PUBLICADOS:

VOLUME IV

Série I — VITICULTURA

- 1 . *Grácio, António Machado* — Talhões experimentais para ensaios varietais em viticultura. Resultados de dois ensaios de uniformidade realizados em 1961.

Série II — ENOLOGIA

- 1 . *Ramos, Mário da Cunha e Gomes, Lourdes Guedes* — Determinação espectrofotométrica do furfural e do p-hidroximetilfurfural.

- KONLECHNER, M.  
1959 Méthodologie de l'Expérimentation Viticole. Rap. 38 ème Ses. Plén. Of. Comité O. I. V. *Bull. O. I. V.* 31 (337): 23-24.
- MAYER, R.  
1959 Méthodologie de l'Expérimentation Viticole. Rap. 38 ème Ses. Plén. Of. Comité O. I. V. *Bull. O. I. V.* 31 (336): 23-24.
- OLIVEIRA, A. J. DE  
1945 Ensaio de Uniformidade — Estudo preliminar com *Lupinus Luteus* L., em Sacavém. *Agron. Lusit.* 7 (3): 207-244.
- ONARAN, M. H.  
1959 Méthodologie de l'Expérimentation Viticole. Rap. 38 ème Ses. Plén. Of. Comité O. I. V. *Bull. O. I. V.* 31 (338): 10-13.
- PEARCE, S. C.  
1959 *Field Experimentation with fruit trees and other perennial plants.* Technical communication N.º 23 of the Commonwealth Bureau of Horticulture and Plantation Crops (Kent, England).
- PEARCE, S. C. & TAYLOR, J.  
1950 The purpose and design of calibration trials. *Ann. Rep. East Malling Res. St., 1949.*
- RIVAS, M.  
1959 Méthodologie de l'Expérimentation Viticole. Rap. 38 ème Ses. Plén. Of. Comité O. I. V. *Bull. O. I. V.* 31 (337): 38-44.
- SNEDECOR, G. W.  
1957 *Statistical methods. Applications and Experiments in agriculture and biology.* 5 th. Ed. Iowa St. Col. Press.
- SIXTO, R.  
1958 *Iniciacion Estadística.* 3.ª Ed. Industrias Gráficas Españas, S. L. Madrid.
- SMITH, H. F.  
1938 An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops.
- STRICKLAND, A. G.; FORSTER, H. C. & VASEY, A. J.  
1932 A vine uniformity trial. *Jour. Agric. Vict.* 30: 584-593.
- VEGA, J.; MAGNI, C. J. & FOX, J. M.  
1957 Efectos de abonos nitrogenados, fosfatados y potássicos en el viñedo. *Idia.* (Octubre):19-32.
- VEGA, J.  
1959 Méthodologie de l'Expérimentation Viticole. Rap. 38 ème Ses. Plén. Of. Comité O. I. V. *Bull. O. I. V.* 31 (336): 35-40.
- WALTERS, D. V.  
1942 Manurial trials with irrigated Sultana vines in the Murray Valley, Australia. *Emp. Jour. Exp. Agric.* 10 (38): 77-88.

QUADRO II

Produções unitárias em quilogramas/cepa obtidas numa vinha de 3 anos de idade formada pela casta *Manteúdo* enxertada em 420-B. Compasso 1,50 × 1,50 m<sup>2</sup>. Família de solos (VC) \*. Concelho de Lagca, Freg. de Estombar, Prop. do Quintão.

FILEIRAS											
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
0,90	1,05	3,50	2,53	1,60	2,50	0,40	1,15	1,80	2,70	3,10	1,20
1,80	0,62	1,77(a)	2,43	5,50	3,00	1,80	2,00	1,00	1,00	3,20	2,50
0,20	3,80	1,20	0,00	1,60	1,70	1,65	0,70	1,00	3,90	2,00	1,30
0,05	5,35	1,50	1,50	3,90	1,35	1,10	4,50	1,25	1,90	3,30	2,90
6,50	1,35	2,40	2,60	0,40	0,30	0,85	0,03	1,00	0,40	2,20	3,10
3,65	3,45	4,10	5,00	0,90	4,95	0,80	1,30	5,20	2,40	0,65	1,00
0,10	1,95	2,46(a)	1,30	0,20	2,40	2,40	2,50	1,35	2,50	1,50	0,50
1,00	0,85	2,50	1,79(a)	0,80	0,90	1,70	0,65	0,60	0,20	1,00	1,80
1,20	1,35	2,00	2,55	2,70	1,20	1,50	0,35	3,20	5,20	2,00(a)	1,00
4,15	1,30	1,90	2,50	1,70	1,40	0,50	3,50	4,00	2,00	0,80	1,90
3,00	3,30	4,80	3,00	0,90	2,60	1,65	1,30	1,50	2,10	2,00	0,50
2,90	0,70	1,50	2,40	1,00	1,32(a)	1,86	1,30	1,80	2,20	0,80	1,15
2,75	0,75	1,10	1,60	0,75	0,35	3,10	1,20	2,05(a)	1,50	0,90	2,20
1,25	1,70	1,27(a)	1,00	1,70	2,80	2,00	1,80	3,60	2,00	1,10	2,30
1,75	1,70	2,53(a)	2,30	4,20	3,80	1,10	2,10	2,50	3,00	1,65	2,00
1,20	0,00	4,85	4,60	2,00	2,70	1,80	6,10	0,85	2,70	1,65	2,40
2,10	0,00	2,60	2,80	2,10	2,90	0,00	1,90	2,40	2,50	0,00	2,00
1,80	3,20	1,10	2,00	1,35	1,80	1,10	1,90	1,70	0,00	2,20	3,60
0,70	1,80	3,00	2,90	1,25	1,35	0,90	4,10	1,20	2,50	1,10	1,10
2,30	1,25	1,90	2,00	5,40	0,90	0,65	1,80(a)	0,65	2,70	2,10	0,50
2,45	0,45	1,95	2,05	3,85	1,20	1,20	1,76	3,50	0,60	5,50	1,35
2,40	1,50	3,30	2,40	2,50	2,10	1,50	0,60	1,92	1,15(a)	1,20	1,10
5,40	1,25	2,50	2,40	0,70	2,40	0,40	0,92(a)	1,60	0,90	1,90	1,90
0,95	0,95	2,90	6,80	0,60	1,80	2,60	1,10	2,10	0,90	2,50	3,60
3,10	1,60	3,90	2,55	1,35	2,10	1,80	1,10	1,50	0,65	7,85	3,20
0,70	3,35	2,30	2,90	1,85	3,10	1,00	2,50	1,00	1,50	5,10	1,20
1,90	5,95	4,50	1,45	0,50	1,60	3,60	2,10	1,40	2,00	1,00	2,60
3,20	2,20	1,80	3,00	1,05	0,30	0,35	1,35	1,40	1,50	2,20	1,95
6,70	2,05	0,50	1,65	0,70	2,95	3,00	1,51(a)	1,50	1,10	2,50	1,40
1,70	0,15	0,65	1,50	2,40	5,60	0,80	0,20	1,50	2,00	0,60	3,50
2,50	2,50	1,30	1,70	3,20	1,50	0,80	0,40	2,40	1,87(a)	1,16(a)	1,00
1,00	1,25	0,95	1,50	0,85	2,10	2,70	1,40	1,10	1,20	1,15	4,30
1,50	1,10	2,00	3,00	2,65	1,90	0,60	1,60	2,70	0,90	5,90	4,40
1,05	0,40	1,75	1,70	3,80	3,00	5,00	3,35	2,30	2,40	3,90	1,50
2,20	3,20	2,60	2,30	0,35	2,00	3,60	2,10	1,80	3,50	1,00	2,70
0,85	1,00	2,20	1,25	3,50	4,25	3,00	4,15	1,10	1,15	4,00	2,00
0,70	2,55	2,90	5,60	4,10	3,38(a)	1,80	3,00	1,50	1,70	2,10	1,60
2,20	0,90	2,20	2,00	0,90	2,48(a)	4,90	2,65	3,70	2,50	1,20	1,40
1,75	1,50	1,55	3,55	1,10	0,75	1,20	1,50	3,06	4,40	2,80	0,60
0,60	1,30	2,40	1,25	1,20	0,80	1,90	1,50	2,50	1,70	2,40	3,80
1,40	1,20	1,60	2,80	1,80	1,10	1,40	3,60	1,35	0,50	1,90	3,10
1,60	0,60	2,55	1,30	0,45	1,00	2,50	1,20	0,80	0,75	3,10	0,50
1,55	0,50	1,70	4,05	4,55	2,00	3,40	4,60	0,00	1,30	1,50	2,70
2,20	1,15	1,05	1,20	6,30	3,80	3,67(a)	3,80	1,60	2,00	1,87	3,40
3,20	2,20	1,35	2,00	2,89(a)	1,60	2,54	2,00	0,50	1,70	0,50	1,60
2,55	1,80	0,75	1,40	1,65	2,20	2,80	1,60	2,00	1,50	1,95	0,15
1,00	1,10	1,10	1,50	1,15	1,50	5,20	1,70	1,20	3,00	1,60	1,60
3,20	1,60	1,50	1,10	5,35	4,80	1,80	4,00	0,65	1,10	1,90(a)	3,00

\* — Solos Calcários Vermelhos de Calcários.

(a) — Falhas para as quais se determinaram «valores prováveis» por cálculo da produção média das videiras adjacentes (3 ou 4 conforme os casos).

QUADRO III

Produções unitárias em quilogramas/cepa obtidas numa vinha de 3 anos de idade formada pela casta *Tamarés* enxertada em 101-14.  
Compasso 1,00 x 2,50 m². Família de solos (Atl\*). Concelho de Salvaterra de Magos, Freg. de Muge, Propr. Arrochela.

FILEIRAS																							
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
6,15	4,50	10,60	8,15	9,85	4,00	4,30	5,15	6,10	4,00	4,50	4,42(a)	5,25	2,55	4,70	7,05	9,00	6,00	10,00	6,00	9,50	9,40	10,50	5,95
5,00	5,50	8,05(a)	8,05	2,95	3,85	4,00	5,20	7,60	2,85	5,02(a)	3,50	3,00	3,40	6,20	0,25	6,55	6,20	1,25	6,85	8,90	2,80	7,30	7,50
4,50	3,05	4,58(a)	1,30	3,55	4,15	3,60	7,10	2,20	7,65	9,25	4,20	8,50	4,60	4,70	5,50	6,80	7,55	3,20	5,15	6,35	9,40	9,00	0,50
2,40	4,90	5,90	7,50	5,70	1,20	3,70(a)	3,80	3,60	2,15	5,00	5,50	2,95	4,65	3,20	5,42(a)	5,90	6,50	7,70	9,20	3,30	9,80	4,50	0,25
4,80	2,80	4,05	4,65	5,80	2,85	6,20	3,75	7,50	6,80	3,25	5,05	6,50	4,35	10,50	7,10	4,65	2,50	10,50	4,25	6,40	7,45	13,00	10,00
4,10	2,70	3,35	5,10	5,10	2,20	4,25(a)	3,80	5,80	1,00	6,55	7,50	0,60	4,50	5,15	6,50	0,70	3,61(a)	2,80	6,50	5,00	2,00	1,75	4,25
4,80	2,95	6,90	5,00	0,95	5,00	4,80	5,80	4,55(a)	2,50	3,50	2,20	6,50	11,05	3,20	5,20	3,80(a)	8,45	3,50	8,70	2,30	5,40	6,95	1,90
2,40	5,95	3,30	2,50	3,00	4,60	4,00	3,20	4,10	3,05	8,20	5,50	5,65	2,95	0,60	2,60	0,85	13,80	1,00	2,00	6,50	6,95	7,20	5,90
2,60	5,00	5,95	6,00	4,50	5,00	7,60	5,40	2,40	1,00	7,15	7,20	4,00	5,90	5,70	4,45	6,50	6,50	3,90	5,50	4,00	3,50	13,00	3,95
5,15	2,15	4,55	1,65	5,20	2,25	5,28(a)	6,65	7,45	6,30	6,00	4,55	7,35	7,10	4,40	4,40	3,15	2,15	6,80	9,50	5,25	6,45	5,30	1,10
3,00	2,50	3,20	5,45	4,50	5,40	4,60	4,00	5,85	5,80	6,51(a)	4,30	2,65	4,60	8,00	4,60	0,65	6,05	5,15	5,65	4,20	3,00	6,50	4,60
7,50	4,85	1,70	2,50	2,00	4,54(a)	5,50	1,80	2,85	4,90	9,95	4,80	4,50	5,85	4,90	4,80	8,50	7,10	8,60	5,85	1,80	6,50	4,80	3,05
1,15	3,20	4,65	8,45	2,50	5,25	5,90	4,40	3,71(a)	4,45	5,79(a)	3,45	0,50	7,00	7,10	9,30	1,35	4,95	1,50	3,40	10,50	7,65	6,60	5,25
5,60	3,15	5,90	1,80	2,45	5,10	3,30	7,30	3,15	5,65	5,30	6,05	6,20	7,20(a)	5,90	4,90	8,50	7,20	8,45	5,00	2,20	2,20	7,50	6,20
4,40	0,40	3,30	2,40	7,40	3,00	3,15	4,90	5,00	3,05	6,45	1,00	5,90	9,70	4,65	3,30	7,30	7,05	6,10	9,65	8,60	5,45	5,20	4,25
4,65	1,05	4,80	0,10	0,10	4,00	7,35	3,15	2,15	4,50	4,95	8,50	9,25	2,40	2,40	6,95	2,95	0,65	9,55	2,20	5,15	4,70	7,65(a)	9,90
1,92(a)	0,80	3,40	7,65	1,05	5,25	2,30	4,40	4,60	1,60	4,30	5,91(a)	5,45	6,45	6,30	5,60	9,20	5,90	5,50	3,50	5,50	9,70	10,80	5,95
0,30	4,80	2,05	8,10	5,05	2,70	4,00	4,95	5,50	2,45	6,75	5,40	2,20	8,60	5,10	5,05	0,40	6,85	6,50	9,95	2,90	6,15	6,65	5,00
4,30	5,35	0,60	4,20	4,90	7,00	4,60	1,80	0,25	7,65	2,60	5,15	1,85	5,65(a)	5,05	6,80	8,40	11,00	8,30	7,55	9,25	9,45	9,50	6,85
7,00	1,10	3,30	3,60	3,60	0,10	5,30	5,40	6,05	1,50	4,45	0,85	10,20	7,10	8,65	6,66(a)	7,00	6,71(a)	5,90	4,20	7,40	4,50	8,50	5,40
2,20	1,65	4,80	3,40	3,50	3,90	1,10	6,20	3,90	4,25	3,75	6,60	6,30	5,25	6,40	4,25	6,80	9,00	7,45	7,15	10,40	0,65	2,35	3,15
4,15	3,25	3,00	3,40	3,80	5,30	5,65	4,50	4,79	4,25	4,40	4,90	4,90	5,70	5,05	2,85	5,00	4,90	7,65	7,95	1,25	1,30	4,15	2,05
1,60	2,15	7,40	4,85	3,00	6,00	5,20	4,00	6,50	1,00	3,00	3,00	9,50	3,15	9,20	2,80	7,30	6,98(a)	7,50	6,15	8,45	4,80	5,00	9,25
6,15	6,20	1,60	3,34(a)	0,25	4,50	4,95	3,15	3,05	1,70	8,50	5,40	2,90	2,20	6,80	4,40	4,20	8,25	1,00	8,05	8,05	1,45	3,95	5,70
3,30	4,45	4,60	7,50	3,40	1,70	4,20	3,20	3,25	2,40	3,95	1,80	5,05	6,80	3,50	6,80	3,80	9,30	6,45	7,10	5,30	10,60	2,20	6,50
1,65	2,30	3,20	4,15	6,00	3,10	2,20	5,20	6,20	6,04(a)	10,00	6,60	4,30	4,50	7,30	2,05	6,35	2,00	4,75	3,95	1,00	3,55	5,65	6,40
5,85	4,50	4,00	2,90	6,70	7,60	4,00	2,40	4,15(a)	5,45	5,42(a)	2,20	4,00	3,90	5,45(a)	5,00	7,35	2,20	7,95	5,25	6,60	4,30(a)	1,05	8,45
0,85	2,10	3,70	1,70	2,05	4,25	3,00	3,10	2,55	3,15	4,05	3,25	8,30	1,00	5,60	8,20	4,60	7,55	7,82(a)	9,50	0,50	6,00	3,80	6,08(a)
1,40(a)	3,05	4,50	5,20	6,45	5,50	2,60	4,20	5,75	5,30	5,30	2,90	3,70	6,00	7,75	5,50	2,10	1,55	6,30	2,50	8,40	6,50	5,60	6,00
0,30	5,30	4,58(a)	2,00	2,65	3,15	8,40	5,10	2,50	2,00	7,00	4,25	7,50	5,60	1,95	1,40	6,50	2,25	6,50	7,10	2,60	8,05	5,10	5,20
4,30	2,20	6,50	7,40	2,65	7,50	3,00	3,90	4,71(a)	5,50	6,01(a)	5,40	3,85	4,70	7,70	3,05	2,20	8,45	2,90	6,20	4,05	10,00	2,85	1,60
3,20	0,20	4,25(a)	5,10	6,10	3,75	5,20	3,95	6,95	3,00	6,15	5,75	8,60	12,60	8,00	6,00	7,65	7,40	8,20	3,00	4,05	7,10	7,30	7,20
4,50	2,65	5,20	5,20	4,85	5,90	2,60	2,85	5,40	4,00	0,65	4,40	4,50	9,00	1,10	2,25	4,95	3,50	8,55	7,00	6,80	6,25	7,00	8,85
8,00	9,10	4,60	1,80	4,20	6,75	5,90	2,50	5,25	3,45	5,50	6,50	2,80	2,40	3,02(a)	3,20	8,45	6,85	1,80	9,00	5,95	3,20	3,80	6,00
4,60	4,60(a)	2,05	3,30	3,05	4,50	2,95	7,20	5,65	3,85	1,55	5,55	5,00	4,90	5,40	6,20	3,10	6,80	2,46(a)	0,40	9,80	8,10	6,80	10,00
3,50	2,65	4,00	7,60	3,55	5,25	4,35	6,50	2,40	2,45	2,79(a)	3,55	5,00	5,45	7,20	3,50	4,00	6,30	0,85	10,50	0,40	5,62(a)	8,00	6,00
6,35	3,45	5,65	5,90	4,45	6,50	5,55	4,15	3,65	1,15	3,60	6,95	6,50	3,50	3,70	5,80	4,20	8,20	7,15	3,90	2,50	6,00	8,00	2,15
4,30	1,40	4,85	1,85	2,95	4,60	3,25	6,00	4,50	3,90	3,45	4,00	4,85	6,20	6,50	1,20	8,15	3,85	5,65	7,05	5,80	3,80	3,00	7,25
5,00	4,65	8,90	9,90	4,50	4,70	3,60	4,45	4,00	3,40	4,90	3,25	6,00	2,60	6,40	9,60	9,40	7,70	1,70	6,30	3,50	1,50	4,00	1,00
1,50	6,85	1,20	2,65	2,30	5,85	3,60	4,00	3,45	2,50	7,30	1,05	7,35	6,00	5,50	1,10	2,05	6,95	5,10	5,20	2,50	5,80	5,00	5,15
3,53(a)	2,20	4,40	6,55	7,05	1,40	3,70	2,75	3,50	4,85	0,85	4,55	6,20	3,50	5,75	6,15	5,50	4,20	7,80	3,90	7,80	4,50	2,00	5,15
6,90	1,15	4,40	5,25	4,65	6,40	1,90	2,40	6,95	3,40	5,55	5,80	4,42(a)	3,40	7,50	5,20	7,50	2,90	7,00	1,50	5,50	6,70	4,30	8,20
6,25	4,40	7,60	3,86(a)	2,30	1,10	4,10	6,40	2,55	7,75	5,85	3,45	2,30	5,85	1,00	2,00	4,20	6,00	4,55	6,00	5,20	2,80	5,00	7,80
5,41(a)	4,88(a)	7,20	0,30	2,30	7,80	4,00	3,50	5,25	4,50	7,20	6,40	8,40	3,90	5,30	2,40	6,00	8,00	8,60	4,00	0,85	5,00	7,00	2,85
5,10	3,05	4,85	8,50	6,15	3,45	2,70	2,40	6,00	1,05	4,60	6,95	5,10	7,50	6,90	4,00	7,70	6,10(a)	1,50	1,75	4,40	4,45	7,10	6,10
7,40	3,05	3,85	8,80	4,20	6,25	1,90	5,75	6,20	4,50	7,85	1,80	2,95	1,50	9,25	6,15	9,00	7,20	4,50	6,20	3,30	3,00	5,00	3,20
1,60	0,35	5,30	6,04(a)	5,90	3,65	3,25	3,70	1,60	7,75	1,75	5,55	5,50	11,50	8,00	7,20(a)	6,26(a)	4,35	5,55	5,85	3,25	4,10	4,80	6,35
7,00	7,65	6,85	4,15	3,10	5,00	4,40	4,75	6,10	2,45	5,10	6,20	5,55	2,90	8,90	7,45	4,60	6,55	2,50	3,60	1,20	4,00	2,50	4,20

\* — Aluviossolos Antigos de textura ligeira, sem carbonatos.

(a) — Falhas para as quais se determinaram «valores prováveis» por cálculo da produção média das videiras adjacentes (3 ou 4 conforme os casos).

## ERRATA

PÁG.	ONDE SE LÊ	DEVE LER-SE
34 — Fig. 5 (eixo vertical)	da média geral	da média
35 — Fig. 6 ( » » )	» » »	» »
36 — Linha 34	o quadro	o quadrado
38 — Fig. 7 (eixo vertical)	da média geral	da média
38 — Fig. 7 (linha 3)	<i>11 fileiras</i>	<i>12 fileiras</i>
39 — Fig. 8 (eixo vertical)	da média geral	da média