

ANÁLISE DA VARIÂNCIA E ESTUDO DAS CORRELAÇÕES
DAS PRODUÇÕES DA LARANJEIRA VALÊNCIA (*Citrus*
sinensis, L. Osbeck), DE UM ENSAIO DE COMPETIÇÃO
DE PORTA-ENXERTOS

UBIRAJARA DORIVAL DINIZ

Orientador: Dr. Décio Barbin

Dissertação apresentada à Escola Superior de
Agricultura "Luiz de Queiroz", da Universi-
dade de São Paulo, para obtenção do título
de Mestre em Experimentação e Estatística.

PIRACICABA
Estado de São Paulo - Brasil
Abril, 1978

A MEU PAI (*in-memoriam*)

DEDICO

À minha esposa,

À minha mãe

A meus filhos,

OFEREÇO

AGRADECIMENTOS

- Ao Dr. Décio Barbin, pela orientação segura e pelo incentivo a nós dispensado.
- A Coordenação do Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pela bolsa de estudos concedida.
- A Fundação Universidade Estadual de Londrina (FUEL), pela oportunidade que nos ofereceu de realizar o curso.
- Ao Dr. Oscar Alves, Magnífico Reitor da FUEL.
- Ao Prof. José Carlos Pinotti, Coordenador de Recursos Humanos e Presidente da Comissão de Capacitação Docente da FUEL.
- Ao Dr. F. Pimentel Gomes, Coordenador do Curso de Pós-Graduação em Experimentação e Estatística da ESALQ.
- Ao Dr. Roberto Simionato Moraes, pelas análises estatísticas realizadas no computador eletrônico da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz".
- Ao Corpo Docente do Departamento de Matemática e Estatística da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz".
- Ao Professor Henry Even Bajungu, pela versão inglesa do resumo.
- Ao Prof. José Carani, pelo apoio.
- Ao Dr. Joaquim Teófilo Sobrinho, Chefe da Estação Experimental de Cordeirópolis, do Instituto Agrônomo do Estado de São Paulo, pela cessão dos dados para o trabalho.
- A Srta. Maria Izalina Ferreira Alves e Sr. Octávio Frassetto, funcionários do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ.
- Ao Prof. Reinaldo Perlin, pela revisão do português.
- A todos que, de uma forma ou de outra colaboraram para a realização do curso e deste trabalho.

Í N D I C E

	Pág.
1. RESUMO	1
2. INTRODUÇÃO	4
3. REVISÃO DA LITERATURA	9
4. MATERIAL	16
4.1 - Localização do Pomar Experimental	16
4.2 - Solo	17
4.3 - Plano do Experimento	17
4.4 - Época da Colheita	18
4.5 - Clima	19
4.6 - Produção	19
5. MÉTODOS	28
5.1 - Análises Preliminares e Análise Conjunta	28
5.2 - Análise Segundo o Modelo em Parcelas Subdivididas ..	32
5.3 - Análise de Covariância	34
5.4 - Correlação Intraclasse	35
5.5 - Correlação Entre as Produções de Uma Mesma Árvore ..	37
6. RESULTADOS	40
6.1 - Análises Individuais	40
6.2 - Análise Conjunta dos Dados de Produção, em kg por Plan_ ta, de 1970 a 1976	45
6.3 - Análise Segundo o Modelo em Parcelas Subdivididas ..	49

	Pág.
6.4 - Análise de Variância Indicando o Efeito de Ano Dentro de Cada Variedade	53
6.5 - Estudo da Regressão Polinomial Dentro de Cada Variedade	54
6.6 - Análise de Covariância	61
6.7 - Correlações Intraclases	70
6.8 - Coeficientes de Correlação Para Árvores Individuais, Através dos 7 Anos de Produção e Suas Equações de Regressão	76
7. DISCUSSÃO DOS RESULTADOS	84
7.1 - Comportamento das Variedades Com Relação à Produção	84
7.2 - Correlações Interanuais	88
7.3 - Correlação Intraclasse	89
7.4 - Correlação Entre as Produções da Mesma Árvore	91
8. CONCLUSÕES	93
9. SUMMARY	96
10. LITERATURA CITADA	99

1. RESUMO

O experimento foi instalado em 1962 em área da Estação Experimental de Limeira, do Instituto Agronômico do Estado de São Paulo, no município de Cordeirópolis.

Os porta-enxertos estudados foram:

- A - Tangerineira-sunki (*Citrus sunki* Hort. Ex Tanaka);
- B - Limoeiro-rugoso-nacional (*Citrus jambhiri* Lush);
- C - Limoeiro-rugoso da Flórida (*Citrus jambhiri* Lush);
- D - Tangerineira Cleópatra (*Citrus reshni* Hort. Ex Tanaka);
- E - Citrange-troyer (*Poncirus trifoliata* Raff x *Citrus sinensis* L. Osbeck);
- F - Trifoliata (*Poncirus trifoliata* Raff);
- G - Tangerineira-cravo (*Citrus reticulata* Blanco);
- H - Laranjeira-calpira (*Citrus sinensis* L. Osbeck);
- I - Limoeiro-cravo (*Citrus limonia* Osbeck).

O delineamento utilizado foi o de blocos casualizados com três repetições e recebeu os tratos culturais necessários ao seu bom desenvolvimento, além de não apresentar moléstias que pudessem prejudicar o ensaio.

A partir de 1970 os frutos eram colhidos e pesados, sendo que a produção por árvore é dada em kg.

Com os resultados obtidos foram feitas as seguintes análises estatísticas:

- a) Análise individual do ensaio, para cada ano, de 1970 a 1976;
- b) Análise conjunta;
- c) Análise segundo o modelo em parcelas subdivididas;
- d) Análise de covariância, combinando-se os anos dois a dois;
- e) Análise da variância da regressão para cada variedade;
- f) Correlação entre anos;
- g) Correlação entre plantas dentro da parcela;
- h) Correlação entre as produções de cada planta, estabelecendo-se as equações de regressão que melhor se ajustam aos dados.

As principais conclusões obtidas, foram:

1 - Os porta-enxertos que induziram as plantas a uma maior produtividade são as variedades A (Tangerineira-sunki), H (Laranjeira caipira) e I (Limoeiro-cravo) e nesta ordem;

2 - A influência dos anos é grande, com relação à produtividade;

3 - Devido às altas e baixas produções, a equação que melhor se ajustou aos dados, para cada variedade, foi a de 6º grau, com exceção das variedades B (Limoeiro-rugoso-nacional) e H (Laranjeira caipira);

4 - As produções de anos consecutivos estão correlacionadas, apresentando coeficientes positivos e negativos, alternadamente;

5 - Dentro de cada parcela, as plantas mostram-se semelhantes com relação à produção;

6 - As produções de cada árvore, individualmente, estão fortemente correlacionadas.

2. INTRODUÇÃO

Todos os ensaios de campo estão sujeitos a uma variação normal na produção, o que constitui uma causa do erro experimental, pois esse erro é de tal importância que deve ser considerado na interpretação dos resultados.

A variação na produção de uma planta pode ser devida à variação na constituição do solo, ou à individualidade da planta, e também devido ao ano agrícola.

Nas culturas anuais, a diminuição dos efeitos individuais das plantas é feita pelo uso de várias delas por parcela. A maior ou menor produtividade, devida à variação na constituição do solo, pode ser controlada pelo uso de pequenas parcelas e, consequentemente, por uma pequena área para a realização do experimento. Portanto, o tamanho da parcela deve ser aquele que não ocupe uma á-

rea muito grande, mas que possa ter um número razoável de plantas e assim atender às duas exigências.

O efeito de ano é grandemente diminuído pelo uso de diferentes plantas em cada ano, além do rearranjo das parcelas de cada tratamento durante a realização do ensaio em vários anos.

Neste tipo de cultura, isto é, anual, vários tipos de correlações foram registradas, como por exemplo, ARRUDA (1957) que constatou correlação entre o peso do pé de feijão e sua produção, afirmando ainda que essa correlação é verdadeira tanto para as plantas de uma mesma variedade, como para as de variedades diferentes.

PARKER e BATCHELOR (1932) dizem que nas culturas anuais frequentemente existe uma correlação significativa entre produções de parcelas próximas, além das produções de anos sucessivos estarem correlacionadas, devido à individualidade do material e do solo.

Em ensaios com pomares os erros experimentais são acentuados. A maior parte da variação observada é devida à grande área necessária à instalação do ensaio, com possíveis variações na constituição do solo. Além disso, pode-se também levar em consideração, a individualidade das árvores, o efeito dos anos e a longa vida delas. É óbvio que neste tipo de experimento são utilizadas as mesmas plantas nas mesmas parcelas, em anos sucessivos, as quais, ao contrário das plantas anuais, sofrem acentuadamente a influência dos anos.

Desde que os tratamentos culturais podem ter efeito cumulativo sobre o solo e árvores, e desde que as chuvas e temperatura variam de estação para estação, é necessário que o ensaio deva ser levado por um longo período de tempo para que se possam tirar conclusões.

Da mesma maneira que nas plantas anuais, vários são os tipos de correlações já registradas por pesquisadores nos pomares experimentais.

Assim é que WEBER (1932) verificou a existência de correlações positivas bastante significativas entre a área da seção do tronco, tamanho da copa e a produção total, em quilogramas, durante vários anos, trabalhando com laranjeiras.

BRIEGER e outros (1941), trabalhando com laranjeiras "Baia III", dizem que existe uma correlação linear negativa e significativa entre os diâmetros médios e o número de frutos por árvore, em cada ano, e que a perda de 1 mm no diâmetro médio, corresponde a um aumento na produção de 50 frutos.

TOSELLO e ARRUDA (1962) constataram uma correlação positiva, altamente significativa entre a produção de cafeeiros e as precipitações nos meses de julho, agosto e setembro. Estes constituem o período final da estação seca e coincidem com a época de florescimento do cafeeiro, que se verifica a partir de julho.

SILVA (1956), citado por TOSELLO e ARRUDA (1962), to dos trabalhando com café, afirma que as produções eram dominadas pe

lo fenômeno de produção por ciclos de 2 anos, sem que estivessem correlacionadas com as precipitações pluviométricas, discordando, pois, de TOSELLO e ARRUDA (1962), obtendo correlação negativa estatisticamente significativa das produções de um ano para as do ano precedente.

WILCOX (1937) encontrou que, em qualquer ano, são obtidas correlações positivas entre: o crescimento final e o aumento da circunferência do tronco e entre o crescimento final e a quantidade de flor da macieira. Verificou também correlações negativas entre o aumento da circunferência do tronco e a quantidade de flores, além de encontrar correlações negativas entre o número de flores em qualquer ano com o do seguinte.

YEAGER e LATIMER (1940) constataram correlações altamente significativas entre a circunferência do tronco e a produção de macieiras.

OVERHOLSER e outros (1938), trabalhando com macieiras, relataram um aumento significativo na produção com um aumento no tamanho da árvore.

BATCHELOR e REED (1918) verificaram que há um alto grau de correlação entre as produções de árvores individuais e a média de árvores vizinhas.

Pretendemos, neste trabalho, determinar as correlações existentes na produção de um pomar experimental de laranjeiras valência, mantido por um certo número de anos em condições unifor-

mes de cultura, já que um grande número de fatores variáveis e incontroláveis terá um efeito sobre o número de frutos, assim como todas as condições meteorológicas, durante a formação dos botões, o florescimento e o desenvolvimento dos frutos.

Procurou-se verificar se:

- a) as produções, em anos sucessivos, estão correlacionadas, propondo-se, em caso afirmativo, um método para analisá-las estatisticamente;
- b) as produções das árvores, dentro da parcela, estão correlacionadas;
- c) as produções de cada árvore, através dos anos, estão correlacionadas.

3. REVISÃO DA LITERATURA

PARKER e BATCHELOR (1932) apontam MUNSON (1903) como um dos primeiros a estudar a variação de produção de árvores frutíferas sob um mesmo cuidado cultural.

Segundo os mesmos autores, o grau de variação em pomares tratados uniformemente foi estudado estatisticamente por PICKERING (1911), BATCHELOR e REED (1918), SAX e GOWEN (1923), GRANTHAM e KNAPP (1918), ANTHONY e WARING (1922) e GADO (1923).

BATCHELOR e REED (1918) apontam ainda MACOUN (1904), MUNSON (1907), SHAMEL (1912), HEDRICK (1912), STEWART (1913), FLETCHER (1913), COIT (1910), WHITTEN (1915), LEWIS e VICKERS(1915), BARRE (1915), GOWLEY (1915), KRAUS (1916) e outros.

O estudo da correlação das produções de pomares em anos sucessivos, assim como o de que as produções de árvores indi-

vidualmente em anos sucessivos estão correlacionadas, ^{FOI} foram ^{FEITO} feitos por vários autores.

Além disso, já foram feitas pesquisas de correlação das produções das plantas pertencentes a uma mesma parcela, durante um certo número de anos.

HARRIS e SCOFIELD (1920), trabalhando com alfafa, dizem que a diferença de produção das parcelas deve ser medida em termos de correlação. Se as parcelas diferem entre si de uma maneira mais ou menos permanente, haverá, em condições climáticas razoavelmente uniformes, uma correlação interanual entre as produções de parcelas de uma série de dois ou mais anos sucessivos. O problema das correlações entre as produções de parcelas em diferentes anos é um dos de maior interesse.

Os autores verificaram ainda que é possível existir uma correlação negativa entre as produções das mesmas parcelas em diferentes anos, nos casos onde há uma profunda influência dos fatores ambientais.

LEHMANN (1907), citado por HARRIS e SCOFIELD (1920), trabalhando também com alfafa, verificou alta correlação positiva entre as produções das mesmas parcelas em dois anos consecutivos, concordando com eles.

STOCKBERGER (1912), também citado por HARRIS e SCOFIELD (1920), trabalhando com lúpulo, encontrou uma correlação interanual, verificando que a magnitude delas decresce à medida que

as produções vêm a ser separadas pelo tempo. Por exemplo, a correlação encontrada em 1970-1971 é maior que a de 1970-1976.

HARRIS (1920), trabalhando com laranjeiras, determinou correlações positivas e negativas entre a produção de um ano com a de outros anos, assim como entre as produções das subparcelas nos vários anos de colheita. O autor determinou ainda correlações positivas entre as produções da mesma planta através dos anos.

PARKER e BATCHELOR (1932), trabalhando com laranjeiras, encontraram correlações interanuais positivas e significativas, alegando que podem ser encontradas mais consistentemente no caso de produções de árvores do que em culturas anuais, concordando com COLLISON e HARLAN (1930), por eles citados, que verificaram alta correlação interanual em produções com macieiras. Da mesma forma, verificaram correlações significativas, positivas e negativas, em produções de árvores individuais através dos anos. Constataram ainda que a magnitude das correlações decresce com o tempo e que as correlações entre produções de anos consecutivos são grandes, enquanto que elas decrescem lentamente quando comparadas com as de anos mais distantes, concordando com STOCKBERGER (1912). Alegam então, que devido à alta correlação entre produções de árvores da mesma parcela em cada ano, a variabilidade do solo é o mais importante fator na determinação das produções das parcelas. Os autores constataram ainda que parcelas adjacentes são positivamente correlacionadas, estando em perfeito acordo com HARRIS (1920).

SAX e GOWEN (1923), trabalhando com macieiras e citados por PARKER e BATCHELOR (1932), verificaram que existe uma alta correlação entre produções das mesmas árvores por um período de cinco anos, discordando em parte daqueles que os citaram.

Citados por SAX e GOWEN (1923), resultados similares foram encontrados por HEDRICK e ANTHONY (1919), trabalhando com macieiras, e SHAMEL, SCOTT e POMEROY (1918), com laranjeiras.

PARKER e BATCHELOR (1932) determinaram as correlações entre árvores da mesma parcela por meio das fórmulas de correlação intraclasse desenvolvida por HARRIS (1915), constatando uma correlação positiva entre as produções das árvores das mesmas parcelas em cada ano.

SILVA (1956), citado por TOSELLO e ARRUDA (1962), trabalhando com cafeeiros, obteve correlação negativa, estatisticamente significativa, das produções de um ano para as do ano precedente.

OVERHOLSER e outros (1941), trabalhando com macieiras, verificaram correlação negativa e significativa entre o número de frutos por pé em anos consecutivos, concordando com HARRIS e SCOFIELD (1920), LEHMANN (1907), HARRIS (1920), LYON (1912), SILVA (1956) e discordando de SAX e GOWEN (1923), HEDRICK e ANTHONY (1919), SHAMEL, SCOTT e POMEROY (1918) e PARKER e BATCHELOR (1932).

STEEL e TORRIE (1960) dizem que é muito provável surgir correlação quando um experimento é conduzido por um período de anos sucessivos.

BATCHELOR e REED (1918), trabalhando com laranjeiras, afirmam que a variação de árvore para árvore pode ocorrer, e a causa não é evidente.

HARRIS e SCOFIELD (1928), trabalhando com alfafa, concluíram que a produção de um ano está correlacionada positivamente com as produções dos anos seguintes ou anteriores, concordando com HARRIS e SCOFIELD (1920), STOCKBERGER (1912), PARKER e BATCHELOR (1932), COLLISON e HARLAN (1930), SAX e GOWEN (1923), HEDRICK e ANTHONY (1919), SHAMEL, SCOTT e POMEROY (1918) e discordando de SILVA (1956) e OVERHOLSER e outros (1941). Concluíram ainda que as produções da mesma parcela em diferentes anos estão correlacionadas positivamente, discordando de OVERHOLSER e outros (1941). Encontraram, além disso, correlação positiva entre as produções de uma série de parcelas em um ano e as produções destas mesmas parcelas em outro ano.

BRIEGER e MOREIRA (1941), trabalhando com laranja Baía, determinaram a dependência da variação da produção de uma mesma árvore em anos seguidos, calculando todos os coeficientes de correlação. Comentam ainda os autores que:

- a) o número de frutos da mesma árvore em anos seguidos é positivamente correlacionado, podendo concluir pela existência de uma fraca correlação interanual;
- b) uma árvore que, em um ano, é melhor e mais produtiva do que outras do mesmo tipo, será muito provavelmente melhor em to

dos os anos;

- c) produções de árvores agrupadas mostram que a correlação é "bastante forte".

BRIEGER e outros (1941), trabalhando com laranja "Baia III", afirmam que a variação entre anos é evidentemente grande, de modo significativo, e que o erro entre e dentro de árvores varia bastante.

SNEDECOR (1946), concordando com STEEL e TORRIE (1960), diz que as produções (de plantas perenes) de uma parcela estão provavelmente correlacionadas de ano para ano.

PEARCE (1953) diz que as correlações entre anos sucessivos é alta, trabalhando com plantas perenes, enquanto que PARKER (1942), trabalhando com laranjeiras, encontrou correlação interanual positiva, mas nunca excedendo a 0,2593.

CARVALHO e outros (1969), estudando a produção de cafeeiros, afirmam que as produções subseqüentes desta lavoura não são variáveis independentes, sugerindo para a análise de variância a produção total de 6 ou 8 anos consecutivos para que se reduza a variação observada.

COCHRAN e COX (1971), citados por ZIMMERMANN (1973), afirmam que se um ensaio é conduzido numa mesma área, sem recasualização, por uma série de anos, os dados devem ser considerados dependentes.

Para contornar esse problema, ZIMMERMANN (1973) apresenta o modelo em parcelas subdivididas como a maneira de diminuir essa dependência, concordando com PIMENTEL GOMES (1973) dentre outros.

CARVALHO e outros (1969) sugerem ainda que se faça a análise de variância com as produções acumuladas de 2 anos consecutivos, concordando com PATERSON (1939), BRIEGER e MOREIRA (1941), SILVA (1956) e STEVENS (1949).

4. MATERIAL

O material utilizado neste trabalho é constituído pelas produções de um pomar experimental de laranjeiras valência (*Citrus sinensis* L. Osbeck), em idade adulta.

A produção é apresentada em kg por árvore em um período de 7 (sete) anos, ou seja, de 1970 a 1976, ininterruptamente.

4.1 - Localização do Pomar Experimental

O ensaio foi instalado e vem sendo conduzido em área da Estação Experimental de Limeira, do Instituto Agronômico do Estado de São Paulo, no município de Cordeirópolis, entre as coordenadas geográficas 47^o25' de longitude ocidental e 22^o34' de latitude sul, com altitude em torno de 689 m.

4.2 - Solo

Estudos sobre o solo são fornecidos com detalhes por TEÓFILO SOBRINHO (1972).

4.3 - Plano do Experimento

No pomar experimental instalado em 1962, utilizaram-se nove variedades para porta-enxerto e uma para enxerto.

O delineamento é em blocos ao acaso com 3 (três) repetições, sendo que em cada uma das nove parcelas do bloco, foram colocadas duas plantas do mesmo porta-enxerto.

O espaçamento utilizado foi de 7 m x 6 m, ou seja 42 m² por planta, com área útil de 84 m² para cada parcela, separadas por linhas de bordadura. O número total de plantas do experimento foi de 190, sendo 54 úteis e 136 usadas como bordadura. A área total do ensaio foi de 7.890 m².

A variedade utilizada para enxerto foi a laranjeira valência (*Citrus sinensis* L. Osbeck), de origem nucelar e as variedades porta-enxertos, foram:

- A - Tangerineira-sunki (*Citrus sunki* Hort. Ex Tanaka);
- B - Limoeiro-rugoso-nacional (*Citrus jambhiri* Lush);
- C - Limoeiro-rugoso-da-Flórida (*Citrus jambhiri* Lush);
- D - Tangerineira-Cleópatra (*Citrus reshni* Hort. ex Tanaka);
- E - Citrange-Troyer (*Poncirus trifoliata* Raff x *Citrus sinensis*

L. Osbeck);

F - Trifoliata (*Poncirus trifoliata* Raff);

G - Tangerineira-cravo (*Citrus reticulata* Blanco);

H - Laranjeira-caipira (*Citrus sinensis* L. Osbeck);

I - Limoeiro-cravo (*Citrus limonia* Osbeck).

Foram realizadas adubações uniformes para todas as parcelas, sendo deficientes até 1969, quando se iniciou intensivo programa de fertilização.

As plantas do experimento estão livres de gomose e outras moléstias de fungos de maior importância.

Descrições mais detalhadas sobre o plano do experimento, pomar experimental e descrições das variedades são fornecidas por TEÓFILO SOBRINHO (1972).

4.4 - Época da Colheita

As colheitas foram efetuadas nas datas abaixo:

1970 - 16/11

1971 - 12/11

1972 - 21/11

1973 - 12/12

1974 - 12/12

1975 - 19/11

1976 - 13/10

4.5 - Clima

Maiores detalhes são fornecidos por TEÓFILO SOBRINHO (1972). Os dados do Quadro 1 foram fornecidos pela Seção de Climatologia Agrícola do Instituto Agronômico do Estado de São Paulo.

4.6 - Produção

Os frutos foram colhidos e imediatamente pesados, sendo que a produção por árvore e por parcela é dada em kg.

Os dados de produção por ano são apresentados no Quadro 2, sendo que os dois valores à esquerda, em qualquer parcela, representam as produções das árvores individualmente, e o número à direita, o total da parcela.

Quadro 1 - Médias mensais de temperatura e precipitação total no período de janeiro de 1970 a dezembro de 1976.

MES	1970		1971		1972		1973		1974		1975		1976	
	Média mensal Temp.	Chuva mm Total	Média mensal Temp.	Chuva mm Total	Média mensal Temp.	Chuva mm Total	Média mensal Temp.	Chuva mm Total	Média mensal Temp.	Chuva mm Total	Média mensal Temp.	Chuva mm Total	Média mensal Temp.	Chuva mm Total
1	22,1	501,3	23,8	123,5	22,3	271,9	23,5	94,6	22,1	305,1	21,8	275,0	22,9	230,7
2	22,0	424,0	23,7	92,3	21,7	244,8	24,1	143,4	23,8	86,5	22,7	220,1	21,2	347,5
3	22,5	105,9	22,8	295,9	22,8	54,5	22,2	171,5	22,1	314,9	23,2	22,6	22,0	127,9
4	20,4	62,2	20,2	57,9	19,0	75,1	22,6	71,9	19,9	30,8	20,0	43,1	20,2	97,5
5	20,0	41,9	17,6	90,8	19,1	36,7	18,2	43,0	18,2	8,4	17,6	12,9	17,5	155,9
6	18,7	44,8	16,6	100,3	19,3	1,6	18,9	32,2	16,4	140,7	17,3	6,6	17,2	97,4
7	16,7	21,7	16,8	28,1	16,7	129,2	17,7	63,7	17,9	0,0	15,6	32,6	16,0	136,1
8	17,5	110,1	18,5	0,0	18,3	73,9	18,0	18,2	18,5	2,9	21,6	0,0	18,3	80,5
9	18,7	130,2	19,1	45,5	19,7	90,6	19,1	50,9	20,9	34,6	21,4	34,5	18,3	140,1
10	20,3	69,9	19,7	174,1	20,9	180,4	20,3	103,0	20,2	124,9	20,9	106,5	19,7	108,0
11	20,3	138,3	20,4	115,5	21,8	129,5	20,4	153,8	22,0	91,7	20,7	242,9	21,8	96,2
12	23,4	192,8	21,8	122,2	22,4	201,9	22,0	312,8	21,0	395,1	22,5	245,6	22,0	165,9

Quadro 2 - Produção, em kg, do pomar experimental.

1970									
	Bloco I		Bloco II		Bloco III		Total Tratamentos		
A	112,0		41,0		84,0		237,0		
	57,0	169,0	35,0	76,0	46,0	130,0	138,0	375,0	
B	111,0		66,0		52,5		229,5		
	85,0	196,0	24,0	90,0	42,0	94,5	151,0	380,5	
C	99,0		50,0		65,0		214,0		
	29,0	128,0	64,0	114,0	83,0	148,0	176,0	390,0	
D	39,5		39,5		33,0		112,0		
	71,0	110,5	58,0	97,5	15,5	48,5	144,5	256,5	
E	68,0		64,0		53,0		185,0		
	81,0	149,0	68,0	132,0	36,0	89,0	185,0	370,0	
F	62,0		23,5		67,0		152,5		
	76,0	138,0	31,5	55,0	66,0	133,0	173,5	326,0	
G	60,0		71,0		110,0		241,0		
	114,0	174,0	31,0	102,0	27,0	137,0	172,0	413,0	
H	67,0		69,0		125,0		261,0		
	120,0	187,0	79,0	148,0	80,0	205,0	279,0	540,0	
I	23,0		89,0		90,0		202,0		
	26,0	49,0	96,0	185,0	92,0	182,0	214,0	416,0	
Total Blocos	1300,5		999,5		1167,0		3467,0		

(continuação)

1971

	Bloco I		Bloco II		Bloco III		Total Tratamentos	
A	69,0		88,5		82,2		239,7	
	76,0	145,0	68,0	156,5	98,0	180,2	242,0	481,7
B	60,5		104,5		40,5		205,5	
	44,0	104,5	79,5	184,0	40,0	80,5	163,5	369,0
C	45,5		61,0		45,5		152,0	
	63,0	108,5	50,0	111,0	83,6	129,1	196,6	348,6
D	60,0		66,0		73,0		199,0	
	14,0	74,0	68,8	134,8	98,0	171,0	180,8	379,8
E	45,0		121,0		64,5		230,5	
	126,5	171,5	82,5	203,5	66,0	130,5	275,0	505,5
F	20,0		26,0		57,5		103,5	
	30,0	50,0	46,5	72,5	52,0	109,5	128,5	232,0
G	98,0		55,5		88,0		241,5	
	60,5	158,5	48,5	104,0	39,0	127,0	148,0	389,5
H	77,0		65,5		82,5		225,0	
	74,5	151,5	75,5	141,0	64,0	146,5	214,0	439,0
I	58,5		78,5		101,1		238,1	
	36,0	94,5	65,0	143,5	92,5	193,6	193,5	431,6
Total Blocos	1058,0		1250,8		1267,9		3576,7	

(continuação)

1972

	Bloco I		Bloco II		Bloco III		Total Tratamentos	
A	153,0		152,5		136,5		442,0	
	135,5	288,5	147,5	300,0	82,6	219,1	365,6	807,6
B	81,8		100,8		58,0		240,6	
	99,6	181,4	60,4	161,2	35,7	93,7	195,7	436,3
C	75,2		96,0		81,1		252,3	
	73,0	148,2	97,5	193,5	90,0	171,0	260,5	512,8
D	120,0		70,5		110,4		300,9	
	102,0	222,0	97,0	167,5	123,0	233,4	322,0	622,9
E	97,2		146,9		87,5		331,6	
	135,5	232,7	115,0	261,9	71,7	159,2	322,2	653,8
F	76,8		48,3		102,8		227,9	
	70,8	147,6	79,0	127,3	116,7	219,5	266,5	494,4
G	98,2		61,5		68,5		228,2	
	110,5	208,7	90,2	151,7	62,8	131,3	263,5	491,7
H	128,4		73,0		109,7		311,1	
	111,1	239,5	133,0	206,0	85,5	195,2	329,6	640,7
I	90,0		112,0		138,0		340,0	
	79,0	169,0	108,0	220,0	136,5	274,5	323,5	663,5
Total Blocos		1837,6		1789,1		1697,0		5323,7

(continuação)

1973

	Bloco I		Bloco II		Bloco III		Total Tratamentos	
A	85,5		97,5		45,0		228,0	
	70,0	155,5	76,0	173,5	57,3	102,3	203,3	431,3
B	85,0		90,5		57,0		232,5	
	67,4	152,4	90,5	181,0	48,3	105,3	206,2	438,7
C	78,5		64,4		59,8		202,7	
	77,6	156,1	78,2	142,6	71,2	131,0	227,0	429,7
D	38,0		61,0		49,5		148,5	
	43,0	81,0	78,5	139,5	47,2	96,7	168,7	317,2
E	63,5		76,5		53,5		193,5	
	61,8	125,3	86,2	162,7	54,0	107,5	202,0	395,5
F	42,0		46,0		39,7		127,7	
	55,5	97,5	77,7	123,7	40,0	79,7	173,2	300,9
G	103,6		75,8		82,0		261,4	
	72,3	175,9	69,2	145,0	39,8	121,8	181,3	442,7
H	114,2		121,5		110,1		345,8	
	88,0	202,2	102,5	224,0	87,9	198,0	278,4	624,2
I	90,5		79,0		50,2		219,7	
	86,8	177,3	76,0	155,0	44,0	94,2	206,8	426,5
Total Blocos		1323,2		1447,0		1036,5		3806,7

(continuação)

1974

	Bloco I		Bloco II		Bloco III		Total Tratamentos	
A	177,5		173,2		189,6		540,3	
	152,9	330,4	162,1	335,3	177,0	366,6	492,0	1032,3
B	102,3		98,1		80,0		280,4	
	93,0	195,3	109,1	207,2	47,6	127,6	249,7	530,1
C	108,1		130,5		114,3		352,9	
	148,7	256,8	138,0	268,5	131,0	245,3	417,7	770,6
D	151,8		120,7		145,2		417,7	
	134,8	286,6	147,6	268,3	129,0	274,2	411,4	829,1
E	116,2		160,9		124,7		401,8	
	150,6	266,8	145,3	306,2	127,8	252,5	423,7	825,5
F	94,5		94,7		141,3		330,5	
	94,5	189,0	140,0	234,7	110,4	251,7	344,9	675,4
G	143,4		121,0		175,2		439,6	
	117,7	261,1	97,0	218,0	104,6	279,8	319,3	758,9
H	154,0		113,0		155,6		422,6	
	136,0	290,0	122,0	235,0	125,0	280,6	383,0	805,6
I	221,9		136,0		147,8		505,7	
	121,0	342,9	116,5	252,5	164,0	311,8	401,5	907,2
Total Blocos	2418,9		2325,7		2390,1		7134,7	

(continuação)

1975

	Bloco I		Bloco II		Bloco III		Total Tratamentos	
A	180,3		115,0		137,5		432,8	
	157,6	337,9	126,1	241,1	142,3	279,8	426,0	858,8
B	93,0		74,0		85,0		252,0	
	80,6	173,6	119,0	193,0	76,5	161,5	276,1	528,1
C	70,0		103,7		134,0		307,7	
	117,5	187,5	138,0	241,7	99,0	233,0	354,5	662,2
D	105,5		148,0		145,0		398,5	
	133,6	239,1	158,6	306,6	156,4	301,4	448,6	847,1
E	118,9		84,5		106,3		309,7	
	148,9	267,8	44,4	128,9	125,5	231,8	318,8	628,5
F	105,6		130,9		51,5		288,0	
	107,5	213,1	175,0	305,9	160,5	212,0	443,0	731,0
G	172,2		102,0		95,0		369,2	
	94,0	266,2	99,5	201,5	64,5	159,5	258,0	627,2
H	154,0		163,2		166,3		483,5	
	129,3	283,3	124,5	287,7	154,7	321,0	408,5	892,0
I	112,0		109,7		112,5		334,2	
	88,2	200,2	84,5	194,2	147,0	259,5	319,7	653,9
Total Blocos	2168,7		2100,6		2159,5		6428,8	

(continuação)

1976

	Bloco I		Bloco II		Bloco III		Total Tratamentos	
A	222,5		164,7		213,3		600,5	
	188,3	410,8	173,3	338,0	199,0	412,3	560,6	1161,1
B	92,0		69,8		80,3		242,1	
	85,3	177,3	127,3	197,1	24,2	104,5	236,8	478,9
C	131,0		159,8		151,4		442,2	
	159,7	290,7	163,4	323,2	184,5	335,9	507,6	949,8
D	161,8		157,9		166,2		485,9	
	147,7	309,5	166,0	323,9	157,4	323,6	471,1	957,0
E	138,1		141,7		130,3		410,1	
	169,3	307,4	154,3	296,0	122,3	252,6	445,9	856,0
F	81,4		82,9		131,4		295,7	
	82,7	164,1	128,6	211,5	120,2	251,6	331,5	627,2
G	160,1		166,7		136,1		462,9	
	153,9	314,0	128,6	295,3	134,1	270,2	416,6	879,5
H	200,7		102,3		202,1		505,1	
	178,4	379,1	124,8	227,1	152,6	354,7	455,8	960,9
I	150,6		179,2		194,5		524,3	
	134,4	285,0	157,6	336,8	217,0	411,5	509,0	1033,3
Total Blocos		2637,9		2548,9		2716,9		7903,7

5. MÉTODOS

5.1 - Análises Preliminares e Análise Conjunta

Em primeiro lugar, foram feitas as análises de variância dos resultados de cada ano, segundo o modelo em blocos ao acaso, com duas plantas por parcela, e o estudo comparativo das médias através do teste de Tukey, ao nível de 5% de probabilidade.

O motivo das análises individuais, por ano, é verificar a grandeza dos quadrados médios residuais, tendo em vista a análise conjunta.

O modelo considerado foi:

$$x_{ijk} = m + t_i + b_j + (tb)_{ij} + e_{ijk} ,$$

onde, $i = 1, 2, \dots, 9;$

$j = 1, 2, 3;$

$$k = 1, 2;$$

m = média geral do ensaio;

t_i = efeito da variedade i ;

b_j = efeito do bloco j ;

$(tb)_{ij}$ = efeito da interação variedade x bloco;

e_{ijk} = erro amostral;

e considerando ainda $e_{ijk} \sim N(0, \sigma^2)$ e $(tb)_{ij} \sim N(0, \sigma_{tb}^2)$.

O quadro de análise da variância, assim como os componentes de variância e as fórmulas para o cálculo das somas de quadrados são:

C. Variação	G.L.	S.Q.	E(Q.M.)
Blocos (B)	J-1	$\sum_{j=1}^3 B_j^2 / IK - C$	$\sigma^2 + K\sigma_{tb}^2 + IK \sum_j b_j^2 / (J-1)$
Variedades (T)	I-1	$\sum_{i=1}^9 T_i^2 / JK - C$	$\sigma^2 + K\sigma_{tb}^2 + JK \sum_i t_i^2 / (I-1)$
T x B	(I-1)(J-1)	$\sum_{i,j} P_{ij}^2 / K - C - SQT - SQB$	$\sigma^2 + K\sigma_{tb}^2$
Resíduo	IJ(K-1)	Por diferença	σ^2
Total	IJK-1	$\sum_{i,j,k} x_{ijk}^2 - C$	

onde, $C = \frac{G^2}{IJK}$; $P_{ij} = \sum_{k=1}^2 x_{ijk}$.

O mesmo modelo é também indicado por CALZADA BENZA (1966), concordando com PIMENTEL GOMES (1973).

Para se verificar a significância de um contraste entre duas médias, pelo teste de Tukey, ao nível de 5% de probabilidade, usa-se:

$$\Delta = q \cdot \frac{s_{tb}}{\sqrt{JK}} .$$

Em seguida foi feita a análise conjunta do experimento. Foi usado o método adaptado de COCHRAN (1954), citado por PIMENTEL GOMES (1973) e que consiste em se fazer um ajuste nos números de graus de liberdade da interação e resíduo, caso não se verifique a homogeneidade das variâncias residuais. Para se efetuar esta análise, foi aplicado o teste de Cochran para homogeneidade das variâncias:

$$F_{\max} = \frac{S_{\max}^2}{\sum_{i=1}^7 S_i^2}$$

Para se verificar a significância de um contraste de duas médias, pelo teste de Tukey, ao nível de 5% de probabilidade, utiliza-se:

$$\Delta = q \cdot \frac{s_{ta}}{\sqrt{J'K'}} .$$

O quadro da análise de variância para a análise conjunta será:

C. Variação	G.L.	S.Q.
Variedade (T)	I-1	$\sum_i T_i^2 / J'K' \cdot C$
Anos (A)	J'-1	$\sum_{j'} A_{j'}^2 / IK' \cdot C$
T x A	(I-1)(J'-1)	SQ(T,A) - C - SQT - SQA
Resíduo	J'(I-1)(J'-1)	Somatório das SQ das análises individuais

cujo modelo é

$$x_{ij'k'} = m + t_i + a_{j'} + b_j + (ta)_{ij'} + e_{ij'k'}$$

onde, m = média do ensaio;

t_i = efeito da variedade i;

$a_{j'}$ = efeito do ano;

b_j = efeito do bloco;

$(ta)_{ij'}$ = efeito da interação de variedade x ano;

$e_{ij'k'}$ = erro;

i = 1, 2, ..., 9;

j' = 1, 2, ..., 7;

k' = 1, 2, 3;

j = 1, 2, 3;

$$C = \frac{G^2}{IJ'K'}$$

5.2 - Análise Segundo o Modelo de Parcelas Subdivididas

Segundo PIMENTEL GOMES (1973), analisam-se, como experimentos em parcelas subdivididas, os que se realizam nas mesmas parcelas e com as mesmas variedades em dois ou mais anos sucessivos.

STEEL e TORRIE (1960) apresentam o mesmo procedimento de PIMENTEL GOMES (1973), neste caso.

O modelo considerado foi:

$$x_{ijk} = m + t_i + b_j + (tb)_{ij} + t'_k + (tt')_{ik} + e_{ijk} ,$$

onde, $(tb)_{ij} \cap N(0, \sigma_{tb}^2)$, $e_{ijk} \cap N(0, \sigma^2)$, e os demais componentes são considerados fixos. Tem-se ainda que:

m = média do ensaio;

t_i = efeito da variedade i ;

b_j = efeito do bloco j ;

$(tb)_{ij}$ = efeito da interação variedade x bloco;

t'_k = efeito do ano;

$(tt')_{ik}$ = efeito da interação variedade x ano;

e_{ijk} = erro.

O esquema da análise, assim como os componentes de variância são:

C. Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.
Variedade(T)	I-1	$\sum_i T_i^2 / JK - C$	$\sigma^2 + K\sigma_{tb}^2 + \frac{JK}{I-1} \sum_i t_i^2$
Blocos (B)	J-1	$\sum_j B_j^2 / IK - C$	$\sigma^2 + K\sigma_{tb}^2 + \frac{IK}{J-1} \sum_j b_j^2$
Res(a)=TxB	(I-1)(J-1)	$\sum_{i,j} P_{ij}^2 / K - C - SQT - SQB$	$\sigma^2 + K\sigma_{tb}^2$
Trat. (T')	K-1	$\sum_k T'_k{}^2 / IJ - C$	$\sigma^2 + \frac{IJ}{K-1} \sum_k t'_k{}^2$
Int. (TxT')	(I-1)(K-1)	$\sum_{i,k} P_{ij}^2 / J - C - SQT - SQT'$	$\sigma^2 + \frac{J}{(I-1)(K-1)} \sum_{i,k} (tt')_{ik}^2$
Res.(b)	I(J-1)(K-1)	Por diferença	σ^2
Total	IJK-1	$\sum_{i,j,k} x_{ijk}^2 - C$	

com $i = 1, 2, \dots, 9;$

$j = 1, 2, 3;$

$k = 1, 2, \dots, 7;$

$$C = \frac{G^2}{IJK}$$

Se a interação $T \times T'$ apresentar-se significativa, de ve-se modificar o esquema de análise, já que isso mostra que as variedades se comportam de maneira diferente em relação aos anos. Faz-se então, uma nova análise, indicando o efeito de anos em cada va-

riedade, separadamente, conforme PIMENTEL GOMES (1973) e CONDÉ (1974), efetuando-se o desdobramento de anos dentro de variedade, com 6 graus de liberdade, em:

regressão linear

regressão quadrática

regressão cúbica

regressão 4º grau

regressão 5º grau

regressão 6º grau, cada uma com 1 g.l.

Para se calcular as somas de quadrados, deve-se usar o método dos polinômios ortogonais. Baseado nessa análise pode-se fazer ainda as seguintes comparações:

- a) entre médias de variedades;
- b) entre médias de anos;
- c) entre anos dentro de uma mesma variedade;
- d) entre variedades dentro de um ano.

5.3 - Análise de Covariância

Esta análise foi usada como método alternativo para se medir e corrigir a correlação entre anos.

Efetuuou-se a análise de covariância entre anos consecutivos ou não, considerando-se as produções das variedades do ano i como a variável X e as produções das mesmas variedades no ano i + 1

como a variável Y, no caso de anos consecutivos.

Obtêm-se, nesta análise, as estimativas do coeficiente de regressão ($\hat{\beta}$), do coeficiente de correlação (r) e a soma de quadrados de tratamentos é ajustada de acordo com a regressão.

A significância dos contrastes entre médias ajustadas foi verificada pelo teste de Tukey, ao nível de 5% de probabilidade.

5.4 - Correlação Intraclasse

Para verificar a existência de correlação entre plantas e entre anos, para cada variedade e cada bloco, através dos sete anos de produção, pode-se utilizar o método exposto por CALZADA BENZA (1966) e denominado correlação intraclasse.

O quadro de análise é dado por:

C. Variação	G.L.	S.Q.
Entre Plantas	I-1	$\sum_i P_i^2 / J - C$
Entre Anos	J-1	$\sum_j A_j^2 / I - C$
Erro	(I-1)(J-1)	Por diferença
Total	IJ-1	$\sum_{i,j} x_{ij}^2 - C$

onde, $i = 1, 2;$

$j = 1, 2, \dots, 7;$

$$C = \frac{G^2}{IJ}.$$

Se a finalidade for estudar a semelhança das produções das plantas da parcela, simplifica-se o quadro anterior, considerando-se a variabilidade de anos dentro do erro.

O quadro será então:

C. Variação	G.L.	S.Q.	E(QM)
Entre plantas	I-1	$\sum_i P_i^2 / J - C$	$\sigma^2 + J\sigma_t^2$
Dentro de plantas	Por diferença	SQ entre anos + SQ erro	σ^2
Total	IJ-1	$\sum_{i,j} x_{ij}^2 - C$	

O coeficiente de correlação intraclasses é dado por:

$$r_I = \frac{\text{QM entre plantas} - \text{QM dentro de plantas}}{\text{QM entre plantas} + (J-1) \text{QM dentro de plantas}},$$

com $j = 1, 2, \dots, 7.$

O mesmo resultado poder-se-ia obter pela fórmula:

$$r_I = \frac{\hat{\sigma}_t^2}{\hat{\sigma}_t^2 + \hat{\sigma}^2},$$

já que $\hat{\sigma}_t^2$ e $\hat{\sigma}^2$ são valores estimados pelos componentes de variância

entre e dentro das plantas analisadas. O valor de r_I está entre:

$$-1 / J-1 \quad e \quad +1 .$$

Com procedimento análogo, pode-se medir o grau de uniformidade das produções através dos anos, pelo quadro:

C. Variação	G.L.	S.Q.
Entre anos	J-1	$\sum_j A_j^2 / I - C$
Dentro de anos	Por diferença	Por diferença
Total	IJ-1	$\sum_{i,j} x_{ij}^2 - C$

cujo coeficiente de correlação r_I é dado por:

$$r_I = \frac{\text{QM entre anos} - \text{QM dentro de anos}}{\text{QM entre anos} + (I-1) \text{ QM dentro de anos}} ,$$

onde, I = número de plantas na parcela;

J = número de anos ou número de observações por parcela.

5.5. - Correlação Entre as Produções de Uma Mesma Árvore

Para verificar se as produções das árvores, individualmente, através dos anos, estão correlacionadas, pode-se utilizar os métodos de Kendall ou Spearman, apresentados por CAMPOS(1976).

Para o teste de Kendall, o coeficiente de correlação é dado por:

$$\hat{\tau} = \frac{4K}{n(n-1)} - 1,$$

onde, K = número de pares concordantes;

n = número de pares.

Para o teste de Spearman, o coeficiente de correlação é dado por:

$$r = \frac{12 \sum_{i=1}^n R_i S_i - 3n(n+1)^2}{n(n^2 - 1)},$$

onde, n = número de pares;

R_i e S_i = ordens das observações X_i e Y_i , respectivamente.

Obtêm-se os intervalos de confiança para os coeficientes de correlação obtidos pelo método de Kendall, através da fórmula $\hat{\tau} \pm d$, onde $d = \frac{2 \hat{\sigma} Z_{\alpha/2}}{n(n-1)}$, sendo que $Z_{\alpha/2}$ é um limite superior da distribuição normal, e $\hat{\sigma}^2$ é dado por:

$$\hat{\sigma}^2 = 4 \sum_{i=1}^n C_i^2 - 2 \sum_{i=1}^n C_i - \frac{2(2n-3) \left[\sum_{i=1}^n C_i \right]^2}{n(n-1)},$$

sendo que C_i = número de pares concordantes com o par (X_i, Y_i) .

Pode-se também obter o coeficiente de correlação através da fórmula:

$$r = \frac{\sum XY - \frac{(\sum X)(\sum Y)}{N}}{\sqrt{\left[\sum X^2 - \frac{(\sum X)^2}{N} \right] \left[\sum Y^2 - \frac{(\sum Y)^2}{N} \right]}}.$$

Para se testar a sua significância, usa-se:

$$t = \frac{r}{\sqrt{1 - r^2}} \cdot \sqrt{N - 2} .$$

Pode-se então calcular a equação de regressão que melhor se ajusta aos dados, através de uma análise de regressão para as produções de cada árvore, individualmente.

6. RESULTADOS

Os resultados das análises de variância são apresentados a seguir.

6.1 - Análises Individuais

As análises individuais se referem a cada um dos sete anos de produção do ensaio, e cujo modelo foi apresentado em Métodos.

6.1.1 - Produção em 1970

C. Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F	Desvio Padrão
Bloco (B)	2	2509,3981	1254,6991	1,26	
Variedade (T)	8	7688,8426	961,1054	0,967	
Interação TxB	16	15926,0185	995,3762	1,72	31,5495
Resíduo	27	15626,0000	578,7408		24,0570
Total	53	41750,2592			

$\hat{m} = 64,20$ kg.

C.V. = 37,47% com o resíduo e C.V. = 49,14% com a interação.

A diferença mínima significativa (d.m.s.) pelo teste de Tukey, ao nível de 5% de probabilidade, foi de 64,79 kg para tratamentos. Este valor permite dizer que a variedade H diferiu significativamente das variedades F e D e que as demais não diferiram entre si.

6.1.2 - Produção em 1971

C. Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F	Desvio Padrão
Bloco (B)	2	1509,6715	754,8358	1,24	
Variedade (T)	8	8786,2715	1096,0340	1,80	
Interação TxB	16	9749,3451	609,3341	1,65	24,6846
Resíduo	27	9994,2750	370,1584		19,2395
Total	53	30021,5631			

$\hat{m} = 66,24$ kg

C.V. = 29,05% com o resíduo e C.V. = 37,27% com a interação.

A diferença mínima significativa (d.m.s.) pelo teste de Tukey, ao nível de 5% de probabilidade, foi de 50,69 kg. Este valor permite dizer que as variedades E, A, H, I e G diferiram significativamente da variedade F e que as demais não diferiram entre si.

6.1.3 - Produção em 1972

C. Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F	Desvio Padrão
Bloco (b)	2	566,7226	283,3613	0,30	
Variedade (T)	8	18140,0459	2267,5058	2,37	
Interação TxB	16	15285,5774	955,3486	3,13**	30,9087
Resíduo	27	8245,7750	305,3991		17,4757
Total	53	42238,1209			

** = significância ao nível de 1% de probabilidade.

\hat{m} = 98,59 kg.

C.V. = 17,73% com o resíduo e C.V. = 31,35% com a interação.

A diferença mínima significativa (d.m.s.) pelo teste de Tukey, ao nível de 5% de probabilidade, foi de 63,47 kg. Este valor permite observar que a variedade A diferiu significativamente das variedades C, F, G e B, assim como diferiram significativamente as variedades I, E e H com B.

As demais não diferiram significativamente.

6.1.4 - Produção em 1973

C. Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F	Desvio Padrão
Bloco (B)	2	4926,5478	2463,2739	12,94**	
Variedade (T)	8	11350,0567	1418,7571	7,46**	
Interação TxB	16	3044,8088	190,3006	1,35	13,7949
Resíduo	27	3793,4750	140,4991		11,8533
Total	53	23114,8883			

** = significância ao nível de 1% de probabilidade.

\hat{m} = 70,49 kg.

C.V. = 16,81% com resíduo e C.V. = 19,57% com a interação.

A diferença mínima significativa (d.m.s.) pelo teste de Tukey, ao nível de 5% de probabilidade, foi de 28,33 kg. Este valor permite observar uma diferença significativa entre a variedade H com as demais, além das variedades G, B, A, C, I e E diferirem significativamente de F, e as variedades G, B, A, C e E diferirem significativamente de D.

6.1.5 - Produção em 1974

C. Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F	Desvio Padrão
Bloco (B)	2	253,0193	126,5097	0,25	
Variedade (T)	8	26239,0837	3279,8855	6,56**	
Interação TxB	16	8002,0607	500,1288	0,96	22,3635
Resíduo	27	14115,9350	522,8124		22,8651
Total	53	48610,0987			

** = significância ao nível de 1% de probabilidade.

\hat{m} = 132,12 kg.

C.V. = 17,31% com o resíduo e C.V. = 16,93% com a interação.

A diferença mínima significativa (d.m.s.) pelo teste de Tukey, ao nível de 5% de probabilidade, foi de 45,92 kg. Este valor permite verificar uma diferença significativa das variedades F, G, C, H, E, D, I e A com B, além das variedades A, I, D e E com F. A variedade A diferiu ainda das variedades D, E, H, C e G. As demais não diferiram significativamente.

6.1.6 - Produção em 1975

C. Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F	Desvio Padrão
Bloco (B)	2	151,6937	75,8469	0,07	
Variedade (T)	8	21058,8882	2632,3611	2,41	
Interação TxB	16	17450,9229	1090,6827	1,59	33,0254
Resíduo	27	18497,0500	685,0760		26,1740
Total	53	57158,5548			

$\hat{m} = 119,05$ kg.

C.V. = 21,98% com o resíduo e C.V. = 27,74% com a interação.

A diferença mínima significativa (d.m.s.) pelo teste de Tukey, ao nível de 5% de probabilidade, foi de 67,82 kg. Este valor permite verificar uma diferença significativa entre as variedades: H, com E, G, B, I e G;
 A, com B, G, I e E;
 D, com B, G e E.

6.1.7 - Produção em 1976

C. Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F	Desvio Padrão
Bloco (B)	2	784,9259	392,4630	0,35	
Variedade (T)	8	57533,2881	7191,6611	6,41**	
Interação TxB	16	17953,1541	1122,0722	3,06**	33,4973
Resíduo	27	9907,7350	366,9532		19,1561
Total	53	86179,1031			

** = significância ao nível de 1% de probabilidade.

\hat{m} = 146,36 kg.

C.V. = 13,09% com o resíduo e C.V. = 22,89% com a interação.

A diferença mínima significativa (d.m.s.) pelo teste de Tukey, ao nível de 5% de probabilidade, foi de 68,79 kg. Este valor permite constatar uma diferença significativa entre as variedades A, I, H, D, C, G e E com F e B, a variedade A com E, G e C. As demais não diferiram significativamente entre si.

6.2 - Análise Conjunta dos Dados de Produção, em kg por Planta, de 1970 a 1976

Verifica-se no Quadro 3, onde são apresentados os totais e médias das variedades em cada ano e os quadrados médios das análises individuais (análise em blocos completos das produções das variedades para cada ano), que os quadrados médios não são muito diferentes.

Quadro 3 - Produção por variedade e por ano, em kg (planta), e quadrados médios das interações Variedades x Blocos, das análises individuais.

VARIEDADE	A. N. O.						Total	Média por Parcela	
	1970	1971	1972	1973	1974	1975			1976
A	375,0	481,7	807,6	431,3	1032,3	858,8	1161,1	5147,8	245,13
B	380,5	369,0	436,3	438,7	530,1	528,1	478,9	3161,6	150,55
C	390,0	348,6	512,8	429,7	770,6	662,2	949,8	4063,7	193,51
D	256,5	379,8	622,9	317,2	829,1	847,1	957,0	4209,6	200,46
E	370,0	505,5	653,8	395,5	825,5	628,5	856,0	4234,8	201,66
F	326,0	232,0	494,4	300,9	675,4	731,0	627,2	3386,9	161,28
G	413,0	389,5	491,7	442,7	758,9	627,2	878,5	4002,5	190,60
H	540,0	439,0	640,7	624,2	805,6	892,0	960,9	4902,4	233,45
I	416,0	431,6	663,5	426,5	907,2	653,9	1033,3	4532,0	215,81
Total/ano	3467,0	3576,7	5323,7	3806,7	7134,7	6428,8	7903,7	37641,3	
S_i^2	995,3762	609,3341	955,3486	190,3006	500,1288	1090,6827	1122,0722		
Média/parc.	128,41	132,47	197,17	140,99	264,25	238,10	292,73		

Segundo BOX (1954), citado por PIMENTEL GOMES (1973), a relação entre o maior e o menor quadrado médio não deverá ir além de 4, sem que isso cause prejuízos sérios.

Para verificar a possibilidade de se fazer a análise conjunta sem incorrer num erro grave (o quociente entre o maior e o menor quadrado médio deu 5,8963), foi aplicado o teste de Cochran para homogeneidade das variâncias e encontrou-se

$$F_{\max} = \frac{S_{\max}^2}{\sum_{i=1}^7 S_i^2} = \frac{1122,0722}{5463,2432} = 0,2054$$

Pela tabela, com 16 e 7 graus de liberdade, encontra-se 0,2756, verificando-se então a não significância para esse teste. Pode-se então afirmar sobre a homogeneidade das variâncias.

C. Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F	Desvio Padrão
Variedade (T)	8	157019,5000	19627,4375	6,52**	
Anos (A)	6	738439,5457	123073,2576	40,87**	
Interação TxA	48	144537,4534	3011,1969	3,85**	54,8744
Resíduo	112		780,4633		27,94

Pela análise de variância conjunta, onde a interação é significativa, conclui-se que, embora o comportamento relativo das variedades varie significativamente de um ano para outro, há efeitos gerais de variedades que se sobrepõem a essas variações, de mo-

do que se pode indicar algumas variedades como de maior produção para todos os anos e não apenas em um determinado ano.

Pelo teste de Tukey, onde $q = 4,59$, tem-se $\Delta = 54,96$ kg, ao nível de 5% de probabilidade. As médias de variedades, em ordem decrescente são:

A = 245,13 kg
 H = 233,45 kg
 I = 215,81 kg
 E = 201,66 kg
 D = 200,46 kg
 C = 193,51 kg
 G = 190,60 kg
 F = 161,28 kg
 B = 150,55 kg

Podemos pois, organizar o quadro de comparação dessas médias:

	A	H	I	E	D	C	G	F	B
A	-	-	-	-	-	-	-	-	-
H	11,68	-	-	-	-	-	-	-	-
I	29,32	17,64	-	-	-	-	-	-	-
E	43,47	31,79	14,15	-	-	-	-	-	-
D	44,67	32,99	15,35	1,20	-	-	-	-	-
C	51,62	39,94	22,30	8,15	6,95	-	-	-	-
G	54,53	42,85	25,21	11,06	9,86	2,91	-	-	-
F	83,85*	72,17*	54,53	40,38	39,18	32,23	29,32	-	-
B	94,58*	82,90*	65,26*	51,11	49,91	42,96	40,05	10,73	-

Verifica-se que a variedade B é inferior a todas e que as variedades A e H diferem significativamente das variedades F e B; a variedade I difere significativamente da variedade B; as demais não diferem significativamente entre si.

6.3 - Análise Segundo o Modelo em Parcelas Subdivididas

C. Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Blocos (B)	2	936,980	468,490	
Variedade (T)	8	157013,015	19626,626	4,90**
Resíduo (a)	16	64132,929	4008,308	
Parcela	(26)	222082,925		
Anos (T')	6	738424,133	123070,688	101,33**
Interação TxT'	48	144551,968	3011,499	2,48**
Resíduo (b)	108	131167,316	1214,512	
Total	188	1236226,344		

Temos ainda que: C.V. = 31,79% para parcelas e C.V. = 17,50% para subparcelas.

Como a interação AxT é significativa, seguindo PIMENTEL GOMES (1973) e CONDÉ (1974), este esquema de análise deve ser modificado, pois isso indica que as variedades se comportam de maneira diferente em relação aos anos. Entretanto, antes de se modificar o modelo, procurou-se comparar as médias de variedades independentemente de anos, a fim de se comparar os resultados com os obtidos na

análise conjunta, ítem 5.2.

6.3.1 - Comparação entre médias de variedades

Pelo teste de Tukey, temos $\Delta = q \cdot \frac{s_a}{\sqrt{JK}} = 69,49$ kg, ao nível de 5% de probabilidade e $\Delta = 85,93$ kg ao nível de 1% de probabilidade, ambos obtidos com $n = 9$ variedades e $n' = 16$ g.l. Verificou-se que as variedades A e H diferem significativamente das variedades F e B, ao nível de 5% e que a variedade I difere significativamente da variedade B, ao nível de 5%. As demais não diferem significativamente entre si.

Em seguida realizou-se o desdobramento de graus de liberdade, visando o estudo das variedades dentro de cada ano.

6.3.2 - Comparação de variedades dentro de ano

Em primeiro lugar far-se-á uma análise da variância, visando ao estudo das variedades dentro de cada ano.

Considerando-se o quadro de análise da variância:

C. Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Variedades dentro do ano 1970	8	15377,6852	1922,2107	1,19
Variedades dentro do ano 1971	8	17536,5430	2192,0678	1,36
Variedades dentro do ano 1972	8	36280,0919	4535,0115	2,81*
Variedades dentro do ano 1973	8	22700,1133	2837,5142	1,76
Variedades dentro do ano 1974	8	52478,1674	6559,7709	4,06**
Variedades dentro do ano 1975	8	42117,7776	5264,7220	3,26**
Variedades dentro do ano 1976	8	115066,5763	14383,3220	8,91**
Resíduo	85*		1613,6289**	

onde (**) QM Res. = $\frac{(k-1) V(b) + V(a)}{k}$, conforme CONDÉ (1974), e

$$s' = \sqrt{\frac{(k-1) V(b) + V(a)}{k}} = 40,17,$$

com $n' = 85$ g.l., dados por

$$(*) n' = \frac{[V(a) + (k-1) V(b)]^2}{\frac{V^2(a)}{(I-1)(J-1)} + \frac{(K-1)^2 V^2(b)}{I(J-1)(K-1)}}.$$

A soma de quadrados de variedades dentro do ano K, é:

$$\text{SQ Variedades dentro do ano K} = \frac{1}{J} \sum_i T_{ki}^2 - \frac{(T_{k.})^2}{IJ}.$$

Verifica-se que as variedades não apresentaram significância dentro dos anos 1970, 1971 e 1973. Isto vem a ser confirmado, em parte, pelas comparações de variedades dentro de ano, feitas através do teste de Tukey, ao nível de 5% de probabilidade, considerando-se:

$$\Delta = q \cdot \frac{s'}{\sqrt{J}} = 104,60 \text{ kg},$$

onde $n = 9$ variedades e $n' = 85$, conforme é apresentado no quadro 4.

Quadro 4 - Médias das variedades dentro de cada ano, em ordem crescente.

1970	1971	1972	1973
$\hat{m}(H) = 180,00\text{kg}$	$\hat{m}(E) = 168,50\text{kg}$	$\hat{m}(A) = 269,20\text{kg}$	$\hat{m}(H) = 208,07 \text{ kg}$
$\hat{m}(I) = 138,66\text{kg}$	$\hat{m}(A) = 160,56\text{kg}$	$\hat{m}(I) = 221,17\text{kg}$	$\hat{m}(B) = 146,23 \text{ kg}$
$\hat{m}(G) = 137,66\text{kg}$	$\hat{m}(H) = 146,33\text{kg}$	$\hat{m}(E) = 217,93\text{kg}$	$\hat{m}(G) = 147,57 \text{ kg}$
$\hat{m}(C) = 130,00\text{kg}$	$\hat{m}(I) = 143,86\text{kg}$	$\hat{m}(H) = 213,57\text{kg}$	$\hat{m}(A) = 143,77 \text{ kg}$
$\hat{m}(B) = 126,83\text{kg}$	$\hat{m}(G) = 129,83\text{kg}$	$\hat{m}(D) = 207,63\text{kg}$	$\hat{m}(C) = 143,23 \text{ kg}$
$\hat{m}(A) = 125,00\text{kg}$	$\hat{m}(D) = 126,60\text{kg}$	$\hat{m}(C) = 170,93\text{kg}$	$\hat{m}(I) = 142,17 \text{ kg}$
$\hat{m}(E) = 123,33\text{kg}$	$\hat{m}(B) = 123,00\text{kg}$	$\hat{m}(F) = 164,80\text{kg}$	$\hat{m}(E) = 131,83 \text{ kg}$
$\hat{m}(F) = 108,66\text{kg}$	$\hat{m}(C) = 116,20\text{kg}$	$\hat{m}(G) = 163,90\text{kg}$	$\hat{m}(D) = 105,73 \text{ kg}$
$\hat{m}(D) = 85,50\text{kg}$	$\hat{m}(F) = 77,33\text{kg}$	$\hat{m}(B) = 145,43\text{kg}$	$\hat{m}(F) = 100,30 \text{ kg}$

1974	1975	1976
$\hat{m}(A) = 344,10 \text{ kg}$	$\hat{m}(H) = 297,33 \text{ kg}$	$\hat{m}(A) = 387,03 \text{ kg}$
$\hat{m}(I) = 302,40 \text{ kg}$	$\hat{m}(A) = 286,27 \text{ kg}$	$\hat{m}(I) = 344,43 \text{ kg}$
$\hat{m}(D) = 276,37 \text{ kg}$	$\hat{m}(D) = 282,37 \text{ kg}$	$\hat{m}(H) = 320,30 \text{ kg}$
$\hat{m}(E) = 275,17 \text{ kg}$	$\hat{m}(F) = 243,67 \text{ kg}$	$\hat{m}(D) = 319,00 \text{ kg}$
$\hat{m}(H) = 268,53 \text{ kg}$	$\hat{m}(C) = 220,73 \text{ kg}$	$\hat{m}(C) = 316,60 \text{ kg}$
$\hat{m}(C) = 256,87 \text{ kg}$	$\hat{m}(I) = 217,97 \text{ kg}$	$\hat{m}(G) = 293,17 \text{ kg}$
$\hat{m}(G) = 252,97 \text{ kg}$	$\hat{m}(E) = 209,50 \text{ kg}$	$\hat{m}(E) = 285,33 \text{ kg}$
$\hat{m}(F) = 225,13 \text{ kg}$	$\hat{m}(G) = 209,07 \text{ kg}$	$\hat{m}(F) = 209,07 \text{ kg}$
$\hat{m}(B) = 176,70 \text{ kg}$	$\hat{m}(B) = 176,03 \text{ kg}$	$\hat{m}(B) = 159,63 \text{ kg}$

Tem-se então que:

- em 1970 e 1971, as variedades não apresentaram diferença significativa;
- em 1972, a variedade A diferiu significativamente das variedades B e G;

- em 1974, a variedade I diferiu significativamente da variedade B, e a variedade A diferiu significativamente das variedades B e F;
- em 1975, as variedades H, A e D diferiram significativamente da variedade B;
- em 1976, as variedades A, I, H, D e C diferiram significativamente das variedades F e B;
- em 1973, embora o F da análise de variância tenha dado não significativo, conclui-se que a variedade H diferiu significativamente da variedade F, ao nível de 5% de probabilidade. Nota-se ainda que a diferença entre as duas médias é de 107,77 kg e o valor de $\Delta = 104,60$ kg, atingindo a significância muito discretamente.

6.4 - Análise de Variância Indicando o Efeito de Ano Dentro de Cada Variedade

Esta análise foi feita tendo em vista o estudo de regressão polinomial dentro de cada variedade. O resultado obtido foi:

C. Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Blocos (B)	2	936,980	468,490	
Variedade (T)	8	157013,015	19626,626	4,896**
Resíduo (a)	16	64132,929	4008,308	
Parcela	(26)	222082,925		
Anos dentro Var. A	6	192179,724	32029,954	26,372**
Anos dentro ar. B	6	8346,080	1391,013	1,145
Anos dentro Var. C	6	98862,394	16477,065	13,566**
Anos dentro Var. D	6	162653,866	27108,977	22,320**
Anos dentro Var. E	6	74523,480	12420,580	10,226**
Anos dentro Var. F	6	80083,600	13347,266	10,989**
Anos dentro Var. G	6	71429,471	11904,911	9,802**
Anos dentro Var. H	6	73022,164	12170,360	10,020**
Anos dentro Var. I	6	121875,387	20312,564	16,724**
Resíduo (b)	108	131167,316	1214,512	
Total	188	1236226,344		

onde, SQ Anos d. Variedade = $\frac{1}{J} \sum_k T_{ik}^2 - \frac{(T_{i.})^2}{JK}$.

6.5 - Estudo da Regressão Polinomial Dentro de Cada Variedade

Considerando-se X como ano e Y como o total da produção naquele ano, nos três blocos, fez-se o desdobramento dos 6 g.l. de anos dentro de variedades nas regressões: linear, quadrática, cúbica, de 4º grau, de 5º grau e de 6º grau. Para isso utilizou-se a técnica dos polinômios ortogonais, cujos coeficientes para a i_{jk}

terpolação seguem abaixo:

X	0	1	2	3	4	5	6	K_i	M_i
C_1	-3	-2	-1	0	1	2	3	28	1
C_2	5	0	-3	-4	-3	0	5	84	1
C_3	-1	1	1	0	-1	-1	1	6	1/6
C_4	3	-7	1	6	1	-7	3	154	7/12
C_5	-1	4	-5	0	5	-4	1	84	7/20
C_6	1	-6	15	-20	15	-6	1	924	77/60

e cujos valores de Y para cada variedade são:

VARIETADE	0	1	2	3	4	5	6
A	375,0	481,7	807,6	431,3	1032,3	858,8	1161,1
B	380,5	369,0	436,3	438,7	530,1	528,1	478,9
C	390,0	348,6	512,8	429,7	770,6	662,2	949,8
D	256,5	379,8	622,9	317,2	829,1	847,1	957,0
E	370,0	505,5	653,8	395,5	825,5	628,5	86,0
F	326,0	232,0	494,4	300,9	675,4	731,0	627,2
G	413,0	389,5	491,7	442,7	758,9	627,2	879,5
H	540,0	439,0	640,7	624,2	805,6	892,0	960,9
I	416,0	431,6	663,5	426,5	907,2	653,9	1033,3

Os resultados obtidos foram:

6.5.1 - Variedade A

C. Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Regressão linear	1		132582,1886	109,16**
Regressão quadrática	1		752,9657	0,62
Regressão cúbica	1		1887,0272	1,55
Regressão 4º grau	1		261,3772	0,22
Regressão 5º grau	1		638,7359	0,53
Regressão 6º grau	1		56057,4294	46,16**
(Anos/variedades)	(6)	(192179,724)		
Resíduo	108	131167,316	1214,512	

Dada a significância do teste F para a regressão de 6º grau, obteve-se a seguinte equação de regressão:

$$Y = 171,9768 - 1406,43 X + 3006,6005 X^2 - 2152,9298 X^3 + 694,2403 X^4 - 103,3244 X^5 + 5,7712 X^6 .$$

6.5.2 - Variedade B

C. Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Regressão linear	1		5953,9505	4,90*
Regressão quadrática	1		505,7500	0,42
Regressão cúbica	1		1326,1250	1,09
Regressão 4º grau	1		22,9186	0,02
Regressão 5º grau	1		18,8929	0,02
Regressão 6º grau	1		518,4430	0,43
(Anos/Variedades)	(6)	(8346,08)		
Resíduo	108	131167,316	1214,512	

Neste caso foi significativa apenas a regressão linear, cuja equação é:

$$Y = 125,2954 + 8,4190 X .$$

6.5.3 - Variedade C

C. Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Regressão linear	1		72287,4686	64,46**
Regressão quadrática	1		5067,0635	4,17**
Regressão cúbica	1		7,4756	0,0062
Regressão 4º grau	1		1404,0458	1,16
Regressão 5º grau	1		1402,0292	1,15
Regressão 6º grau	1		12694,3113	10,45**
(Anos/Variedades)	(6)	(98862,394)		
Resíduo	108	131167,316	1214,512	

Voltou a ser significativa a regressão de 6º grau, o que nos permitiu obter a seguinte equação de regressão:

$$Y = 165,8710 - 700,0820 X + 1404,666 X^2 - 996,2336 X^3 + \\ + 323,1837 X^4 - 48,6079 X^5 + 2,7463 X^6 .$$

6.5.4 - Variedade D

C. Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Regressão linear	1		125148,9201	103,04**
Regressão quadrática	1		777,7115	0,64
Regressão cúbica	1		40,5000	0,03
Regressão 4º grau	1		5489,9887	4,52**
Regressão 5º grau	1		75,2432	0,06
Regressão 6º grau	1		31121,5025	25,62**
(Anos/Variedades)	(6)	(162653,866)		
Resíduo	108	131167,316	1214,512	

Do mesmo modo, a equação de regressão de 6º grau, foi:

$$Y = 149,2326 - 1157,6170 X + 2344,0817 X^2 - 1638,1975 X^3 + 521,9264 X^4 - 77,2106 X^5 + 4,301 X^6.$$

6.5.5 - Variedade E

C. Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Regressão linear	1		41883,9344	34,49**
Regressão quadrática	1		48,1032	0,04
Regressão cúbica	1		2033,0939	1,67
Regressão 4º grau	1		359,7820	0,30
Regressão 5º grau	1		2883,9534	2,37
Regressão 6º grau	1		27266,5099	22,45**
(Anos/Variedades)	(6)	(74523,480)		
Resíduo	108	131167,316	1214,512	

A equação de regressão de 6º grau foi:

$$Y = 117,9295 - 826,5827 X + 1932,4964 X^2 - 1433,064 X^3 + \\ + 472,1035 X^4 - 71,329 X^5 + 4,0285 X^6$$

6.5.6 - Variedade F

C. Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Regressão linear	1		51633,6043	42,51**
Regressão quadrática	1		11,1468	0,0092
Regressão cúbica	1		7971,6356	6,56**
Regressão 4º grau	1		1777,4858	1,46
Regressão 5º grau	1		2475,3335	2,04
Regressão 6º grau	1		16214,3940	13,35**
(Anos/Variedades)	(6)	80083,600		
Resíduo	108	131167,316	1214,512	

A equação de regressão de 6º grau foi:

$$Y = 248,5636 - 989,9292 X + 1846,0976 X^2 - 1260,7464 X^3 + \\ + 393,3961 X^4 - 56,9635 X^5 + 3,1037 X^6$$

6.5.7 - Variedade G

C. Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Regressão linear	1		54626,1001	44,98**
Regressão quadrática	1		3505,6032	2,89
Regressão cúbica	1		81,9200	0,07
Regressão 4º grau	1		964,1185	0,79
Regressão 5º grau	1		2878,5432	2,37
Regressão 6º grau	1		9373,1860	7,72**
(Anos/Variedades)	(6)	(71429,471)		
Resíduo	108	131167,316	1214,512	

Também aqui, foi significativa a equação de regressão de 6º grau:

$$Y = 172,3594 - 552,1162 X + 1129,7578 X^2 - 818,8599 X^3 + \\ + 270,5779 X^4 - 41,2953 X^5 + 2,3599 X^6$$

6.5.8 - Variedade H

C. Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Regressão linear	1		64829,6305	53,38**
Regressão quadrática	1		1774,9740	1,46
Regressão cúbica	1		2156,0556	1,78
Regressão 4º grau	1		307,9650	0,25
Regressão 5º grau	1		1273,9506	1,05
Regressão 6º grau	1		2679,5883	2,21
(Anos/Variedades)	(6)	(73022,164)		
Resíduo	108	131167,316	1214,512	

A equação de regressão foi:

$$Y = 150,1049 + 27,7809 X .$$

6.5.9 - Variedade I

C. Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Regressão linear	1		76816,8576	63,25**
Regressão quadrática	1		2723,2006	2,24
Regressão cúbica	1		1271,7606	1,05
Regressão 4º grau	1		1672,7637	1,38
Regressão 5º grau	1		3555,7602	2,93
Regressão 6º grau	1		35835,0443	29,51**
(Anos/Variedades)	(6)	(121875,387)		
Resíduo	108	131167,316	1214,512	

A equação de regressão foi:

$$Y = 175,6931 - 1110,4809 X + 2326,9049 X^2 - 1670,7203 X^3 + \\ + 543,4830 X^4 - 81,7409 X^5 + 4,6142 X^6 .$$

6.6 - Análise de Covariância

Ao efetuar-se a análise de covariância dos dados de produção de um ano, procurou-se ajustá-los sempre aos dados de produção de um ano qualquer que o precedesse. Assim é que, se os valores de Y são os dados de produção do ano de 1973, os valores de X poderão ser os dados de 1972, 1971 ou 1970.

Dá-se a seguir a análise de covariância completa dos dados de anos consecutivos (1970-1971), sendo que para as demais serão apresentados somente os resultados.

6.6.1 - Análise de covariância dos dados de 1971, ajustados aos de 1970

VARIEDADES	Bloco I		Bloco II		Bloco III		TOTAL	
	X	Y	X	Y	X	Y	X	Y
A	169,0	145,0	76,0	156,5	130,0	180,2	375,0	481,7
B	196,0	104,5	90,0	184,0	94,5	80,5	380,5	369,0
C	128,0	108,5	114,0	111,0	148,0	129,1	390,0	348,6
D	110,5	74,0	97,5	134,8	48,5	171,0	256,5	379,8
E	149,0	171,5	132,0	203,5	89,0	130,5	370,0	505,5
F	138,0	50,0	55,0	72,5	133,0	109,5	326,0	232,0
G	174,0	158,5	102,0	104,0	137,0	127,0	413,0	389,5
H	187,0	151,5	148,0	141,0	205,0	146,5	540,0	439,0
I	49,0	94,5	185,0	143,5	182,0	193,6	416,0	431,6
Total Blocos	1300,5	1058,0	999,5	1250,8	1167,0	1267,9	3467,0	3576,7

X = Produção em 1970.

Y = Produção em 1971.

Soma de Quadrados e Produtos

C. Variação	G.L.	Y^2	XY	X^2
Blocos	2	3019,3427	-3081,1184	5054,7959
Tratamentos	8	17536,5432	5575,4926	15377,6850
Resíduo	16	19498,6904	8678,6018	31816,0373
Total	26	40054,5764	11172,9760	52248,5183

Calcula-se então, a estimativa do coeficiente de regressão:

$$b = \frac{R(XY)}{R(X^2)} = \frac{8678,6018}{31816,0373} = 0,2727$$

$$r = \frac{R(XY)}{\sqrt{R(X^2) R(Y^2)}} = \frac{8678,6018}{\sqrt{31816,0373 \times 19498,6904}} = 0,3484$$

O valor de t é 1,4397, onde $t = \frac{r}{\sqrt{1-r^2}} \cdot \sqrt{n}$, e n = número de graus de liberdade do resíduo depois de ajustado para a regressão, ou seja, n = 15.

O valor t = 1,4397 é não significativo, pois, com 15 g.l. o valor de t na tabela é 2,13, ao nível de 5% de probabilidade.

Calcula-se ainda:

$$SQRL = \frac{[R(XY)]^2}{R(X^2)} = 2367,3007$$

$$SQRes^* = R(Y^2) - SQRL = 17131,3897,$$

onde o asterisco indica ajustada para a regressão.

A SQRes* terá agora 15 g.l., e $s^2 = \frac{SQRes^*}{15} = 1142,0926$.

Para se obter a SQ Trat., ajustada de acordo com a regressão, aplica-se o método do resíduo condicional, ou seja, soma-se às somas de produtos do resíduo as somas correspondentes às variedades.

Forma-se então, o quadro:

C. Variação	G.L.	Y ²	XY	X ²
Variedades (T)	8	17536,5432	5575,4926	15377,6850
Resíduo	16	19498,6904	8678,6018	31816,0373
Var.+ Resíduo		37035,2336 R'(Y ²)	14254,0944 R'(XY)	47193,7224 R'(X ²)

Dai podemos calcular:

$$SQ(\text{Var.} + \text{Res.})^* = R'(Y^2) - \frac{[R'(XY)]^2}{R(X^2)}$$

$$SQ\text{Var}^* = SQ(\text{Var.} + \text{Res.})^* - SQ\text{Res}^* ,$$

elaborando-se o quadro seguinte.

C.Variação	G.L.	Y ²	XY	X ²	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Bloco		3019,3427	-3081,1184	5054,7959				
Var.	8	17536,5432	5575,4926	15377,6850				
Res.	16	19498,6904	8678,6018	31816,0373	15	17131,3897	1142,0926	
Total	26	40054,5764	11172,9760	52248,5183				
Var. + Res.	24	37035,2336	14254,0944	47193,7224	23	32730,0167		
Var. (aj)					8	15598,6271	1949,8283	1,707

Verifica-se, pois, que não foi significativo o efeito de variedades.

Calcula-se, a seguir, as médias ajustadas para as variedades apresentadas no quadro abaixo.

Médias das Variedades	Originais		Ajustadas $\hat{Y}_i = \bar{Y}_i - b(\bar{X}_i - \bar{X})$
	\bar{Y}_i	\bar{X}_i	
A	160,56	125,00	161,49
B	123,00	126,83	123,42
C	116,20	130,00	115,76
D	126,60	85,50	138,30
E	168,50	123,33	169,88
F	77,33	108,66	82,71
G	129,83	137,66	127,30
H	146,33	180,00	132,26
I	143,86	138,66	141,06

onde, \bar{X}_i e \bar{Y}_i são as médias das variedades;

\bar{X} = média de todos os X_i ;

\hat{Y}_i = média ajustada.

Fazendo-se agora uma análise de variância dos valores de X , resultado já obtido nas análises individuais, no item 6.1, temos:

C. Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Bloco	2	5054,7959		
Variedade (T)	8	15377,6850	1922,2106	0,967
Resíduo	16	31816,0373	1988,5023	

Dada a não significância de F, segundo COCHRAN(1957), citado por PIMENTEL GOMES (1973), podemos usar uma estimativa média para a variância de um contraste, $\hat{Z} = \hat{Y}_i - \hat{Y}_j$, entre duas médias ajustadas de Y, que será:

$$\hat{V}(\hat{Z}_1) = \frac{2s^2}{r} \left[1 + \frac{QM T(X)}{R(X^2)} \right] .$$

Como $r = 3$; $s^2 = 1142,0926$; $QM T(X) = \frac{15377,6850}{8}$, e $R(X^2) = 31816,0373$, temos

$$\hat{V}(\hat{Z}_1) = 807,3833 .$$

Pelo teste de Tukey, $\Delta = q \cdot \sqrt{\frac{1}{2} \hat{V}(\hat{Z}_1)}$, $q = 5,03$, com 9 Var. e 16 g.l. do resíduo, $\Delta = 101,0633$ kg.

Não existe diferença significativa entre médias ajustadas. Se o F da análise de variância dos valores de X for significativo, usa-se

$$\hat{V}(\hat{Z}) = s^2 \left[\frac{2}{r} + \frac{(\bar{X}_i - \bar{X}_j)^2}{R(X^2)} \right] ,$$

e o teste de Tukey, $\Delta = q \cdot \sqrt{\frac{1}{2} \hat{V}(\hat{Z}_1)}$.

Verifica-se, pois, que mesmo com o uso da covariância, não foi significativo o efeito de variedades e, consequentemente não apresenta diferença significativa entre médias ajustadas.

Para o conjunto dos demais pares de anos efetuaram-se as análises de covariância e serão apresentados aqui somente os resultados obtidos.

6.6.2 - Análise de covariância dos dados de 1972 ajustados aos de 1971

O valor de F na análise de variância dos valores de X é $F = 1,80$ e, portanto, não significativo. Na análise de covariância o valor de $F = 1,96$ para variedades ajustadas é também não significativo, não se verificando diferença significativa entre médias ajustadas.

6.6.3 - Análise de covariância dos dados de 1973 ajustados aos de 1972

O valor de $F = 6,95^{**}$ para variedades ajustadas é significativo ao nível de 1% de probabilidade, verificando-se que a variedade H diferiu significativamente das variedades D, E, F e I. As demais não diferiram entre si.

Na análise de variância dos valores de X, encontrou-se $F = 2,50$ para variedades, que é não significativo.

6.6.4 - Análise de covariância dos dados de 1974 ajustados aos de 1973

O valor de $F = 7,46^{**}$ para a análise de variância dos valores de X é significativo ao nível de 1% de probabilidade, o mesmo acontecendo na análise de covariância, onde se obteve $F = 6,83^{**}$ para variedades ajustadas, também significativo ao nível de 1% de probabilidade. Constatou-se que a variedade A diferiu significativa

mente das variedades B, C e G, assim como as variedades D, E e I diferiram significativamente da variedade B. As demais não diferiram entre si.

6.6.5 - Análise de covariância dos dados de 1975 ajustados aos de 1974

O valor de $F = 6,56^{**}$ na análise de variância dos valores de X foi significativo ao nível de 1% de probabilidade. Encontrou-se na análise de covariância um $F = 1,79$, para variedades ajustadas, e portanto, não significativo. Não se constatou diferença significativa entre médias ajustadas para variedades.

6.6.6 - Análise de covariância dos dados de 1976 ajustados aos de 1975

O valor de $F = 2,41$ na análise de variância dos valores de X apresentou-se não significativo, e o valor de $F = 4,90^{**}$ na análise de covariância para variedades ajustadas é significativo ao nível de 1% de probabilidade. Constatou-se que a variedade A diferiu significativamente das variedades B e F, e também que a variedade I diferiu significativamente da variedade B. As demais não diferiram entre si.

6.6.7 - Análise de covariância para os dados de outros pares de anos

Foram efetuadas todas as análises de covariância dos dados de outros possíveis pares de anos, como por exemplo, de 1972 para 1970, etc., cujos resultados deixamos de apresentar. Pode-se dizer, no entanto, que dos 15 valores de F na análise de covariância, para variedades ajustadas, somente 2 apresentaram-se não significativos. Os coeficientes de correlação calculados pela análise de covariância são apresentados no quadro 5.

Quadro 5 - Correlações entre anos, obtidas na análise de covariância.

	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976
1970							
1971	0,3484						
1972	0,4878*	0,6561**					
1973	-0,2504	0,2893	-0,0715				
1974	-0,1163	0,4409	0,1979	0,3117			
1975	0,0574	0,2310	0,1156	0,0962	-0,0974		
1976	0,5236*	0,6672**	0,5640*	-0,0734	0,4375	0,3689	

Observa-se, por esse quadro, que nem sempre a maior correlação ocorre para anos sucessivos e sim, para produções mais distantes, como são os casos de 1976 para 1970; 1976 para 1971 e 1976 para 1972.

6.7 - Correlações Intraclases

Conforme exposto na metodologia, ítem 5.4, a finalidade do cálculo da correlação intraclasse é verificar a existência de correlação entre plantas dentro da parcela, assim como entre anos e durante os sete anos de produção. O cálculo feito para cada variedade em cada bloco é apresentado a seguir.

6 7.1 - Variedade A

ANO	Bloco I			Bloco II			Bloco III		
	1. ^a	2. ^a	Total	1. ^a	2. ^a	Total	1. ^a	2. ^a	Total
1970	112,0	57,0	169,0	41,0	35,0	76,0	84,0	46,0	130,0
1971	69,0	76,0	145,0	88,5	68,0	156,5	82,2	98,0	180,2
1972	153,0	135,5	288,5	152,5	147,5	300,0	136,5	82,6	219,1
1973	85,5	70,0	155,5	97,5	76,0	173,5	45,0	57,3	102,3
1974	177,5	152,9	330,4	173,2	162,1	335,3	189,6	177,0	366,6
1975	180,3	157,6	337,9	115,0	126,1	241,1	137,5	142,3	279,8
1976	222,5	188,3	410,8	164,7	173,3	338,0	213,3	199,0	412,3
Total	999,8	837,3	1837,1	832,4	788,0	1620,4	888,1	802,2	1690,3

Pelo quadro de análise apresentado em 5.4, obtemos o resultado a seguir, onde podemos verificar a existência de correlação entre plantas e entre anos.

Bloco I

C. Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F	Desvio Padrão
Entre plantas	1	1886,1607	1886,1607	10,39*	
Entre anos	6	33480,9686	5580,1614	30,74**	
Erro	6	1089,1343	181,5224		13,3487
Total	13	36436,2636			

C.V. = 10,17%

Para estudar a semelhança da produção das plantas, temos o quadro, onde consideramos a variabilidade do ano dentro do erro.

C. Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Entre plantas	1	1886,1607	1886,1607	0,655
Dentro de plantas	12	34570,1029	2880,8419	
Total	13	36436,2636		

Com os dados da análise da variância obtemos a estimativa da correlação entre plantas, ou seja:

$$r = \frac{1886,1607 + 2880,8419}{1886,1607 + 6(2880,8419)} = - 0,052 .$$

Podemos, pelo valor de F, aceitar que há semelhança entre as produções das árvores, quando se toma como resíduo a va-

riância dentro de plantas.

Para medir o grau de uniformidade das produções através dos anos, fazemos:

C. Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Entre anos	6	33480,9686	5580,1614	13,13**
Dentro de anos	7	2975,2950	425,0421	
Total	13	36436,2636		

onde tomamos como resíduo a variância dentro de anos. Com os dados dessa análise, obtemos uma estimativa da correlação entre anos, ou seja:

$$r_1 = \frac{5580,1614 - 425,0421}{5580,1614 + 425,0421} = 0,858$$

Podemos então afirmar que há uma alta variabilidade das produções através dos anos, considerando-se a significância de F.

O valor do coeficiente de correlação intraclasses, tanto entre plantas como entre anos, está entre $-\frac{1}{J-1}$ e $+1$, onde J indica o número de anos. Este valor, apontado por CALZADA BENZA (1966), concorda com CRIST (1938 - 1939), SNEDECOR (1946) e PANSE e SUKHATME (1957), que apontam HARRIS (1913) como o introdutor do método de cálculo da correlação intraclasses.

Com relação ao teste de significância para o coeficiente de correlação intraclassa, CALZADA BENZA (1966) considera a prova de F como aplicável, nos dois casos.

PANSE e SUKHATME (1957) fazem, no entanto, restrições para o caso do número de plantas dentro da parcela ser grande.

PIMENTEL GOMES (1973) cita o teste t , com $J-2$ g.l., como um dos testes para verificar a significância do coeficiente de correlação, onde $t = \frac{r}{\sqrt{1-r^2}} \cdot \sqrt{J-2}$, e J = número de anos, concordando com PATERSON (1939) e FISHER (1958). No entanto, PATERSON (1939) adota esse teste se o número de pares observado for um número limitado.

Outro método apresentado por PIMENTEL GOMES (1973) é o de fazer a transformação $z(r)$, onde $z(r) = \frac{1}{2} \cdot L \frac{1+r}{1-r}$, que tem distribuição aproximadamente normal, com média zero e variância $\frac{1}{J-3}$. A significância de r_I é dada por

$$t = \frac{z(r) - 0}{\frac{1}{\sqrt{J-3}}}$$

PATERSON (1939) usa também a transformação $z(r)$. No entanto, afirma que, em correlação intraclassa, há um inevitável vício negativo na estimação de r_I , devendo-se usar a correção $\frac{1}{2} \cdot L \frac{J}{J-1}$, ficando então:

$$z(r) = \frac{1}{2} \cdot L \frac{1+r}{1-r} + \frac{1}{2} \cdot L \frac{J}{J-1},$$

onde $z(r)$ é normalmente distribuído com um erro padrão dado por

$$s = \sqrt{\frac{1}{J - \frac{3}{2}}}$$

FISHER (1958) está de acordo com PATERSON (1939), e ambos apontam que se $z(r) > 2s$, pode-se afirmar sobre a significância de r_I .

Adotou-se para este trabalho o teste de significância para r_I , apresentado por CALZADA BENZA (1966).

Bloco II

C. Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F	Desvio Padrão
Entre plantas	1	140,81	140,81	1,72	
Entre anos	6	30035,17	5005,86	61,15**	
Erro	6	491,12	81,85		9,0473
Total	13	30667,11			

C.V. = 7,82%

C. Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Entre plantas	1	140,81	140,81	0,055
Dentro de plantas	12	30526,29	2543,8575	
Total	13	30667,11		

$$r_I = - 0,16$$

C. Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Entre anos	6	30035,17	5005,86	55,45**
Dentro de anos	7	631,93	90,28	
Total	13	30667,11		

$$r_I = 0,98$$

Bloco III

C. Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F	Desvio Padrão
Entre plantas	1	527,05	527,05	1,54	
Entre anos	6	41178,93	6863,15	20,17**	
Erro	6	2041,15	340,19		18,4443
Total	13	43747,15			

$$C.V. = 15,28\%$$

C. Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Entre plantas	1	527,05	527,05	0,146
Dentro de plantas	12	43220,08	3601,67	
Total	13	43747,15		

$$r_I = - 0,14$$

C. Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Entre anos	6	41178,93	6863,15	18,70**
Dentro de anos	7	2568,20	366,88	
Total	13	43747,15		

$$r_I = 0,90$$

6.7.2 - Análise das demais variedades

As demais análises, para todas as variedades, foram feitas e serão omitidas. Os valores das correlações entre plantas e entre anos foram colocados no quadro 6.

6.8 - Coeficientes de Correlação Para Árvores Individuais, Através dos 7 Anos de Produção e Suas Equações de Regressão

Para o cálculo dos coeficientes de correlação e seus intervalos de confiança, além das equações de regressão, foram utilizados os métodos expostos em 5.5. A significância destes coeficientes foi verificada pelas tabelas apresentadas em CAMPOS (1976), e resumidos no quadro 7.

Quadro 6 - Correlações intraclassas.

VARIEDADE		Bloco I	Bloco II	Bloco III
A	Entre plantas	-0,05	-0,16	-0,14
	Entre anos	0,86**	0,98**	0,90**
B	Entre plantas	0,03	-0,166	0,37*
	Entre anos	0,59	0,07	0,02
C	Entre plantas	-0,13	-0,13	-0,10
	Entre anos	0,53	0,93**	0,80**
D	Entre plantas	-0,16	-0,09	-0,16
	Entre anos	0,87**	0,93**	0,96**
E	Entre plantas	0,20	-0,08	-0,16
	Entre anos	0,49	0,79**	0,94**
F	Entre plantas	-0,15	0,09	-0,12
	Entre anos	0,95**	0,75*	0,45
G	Entre plantas	-0,04	-0,09	0,30
	Entre anos	0,32	0,76**	0,33
H	Entre plantas	-0,14	-0,12	0,12
	Entre anos	0,78**	0,49	0,71*
I	Entre plantas	-0,04	-0,09	-0,15
	Entre anos	0,72*	0,89**	0,94**

Quadro 7 - Coeficientes de correlação e seus intervalos de confiança.

VARIEDADE	Bloco	Planta	Coeficientes de correlação			Intervalo de confiança para o teste de Kendall	
			Spearman r	r	Kendall $\hat{\tau}$		
A	I	1ª	0,821*	0,7986*	0,714**	0,4318	0,9962
		2ª	0,893**	0,8635**	0,810**	0,5524	1,0676
	II	1ª	0,750*	0,7197	0,619*	0,3815	0,8565
		2ª	0,821*	0,7936*	0,714**	0,4318	0,9962
	III	1ª	0,714*	0,7004	0,524*	0,2664	0,7816
		2ª	0,821*	0,8357**	0,619*	0,3815	0,8565
B	I	1ª	0,107	0,1361	0,143	-0,5696	0,8556
		2ª	0,214	0,2812	0,143	0,0019	0,2841
	II	1ª	-0,214	-0,2523	-0,334	-1,0649	0,3969
		2ª	0,964**	0,9315**	0,905**	0,7762	1,0338
	III	1ª	0,893**	0,8837**	0,714**		
		2ª	0,071	0,1505	0,143	-0,4359	0,7219
C	I	1ª	0,393	0,4879	0,334	-0,2363	0,9043
		2ª	0,964**	0,9299**	0,905**	0,7762	1,0338
	II	1ª	0,929**	0,8642**	0,810**		
		2ª	0,911**	0,9247**	0,714**		
	III	1ª	0,821*	0,8947**	0,714**	0,4318	0,9962
		2ª	0,750*	0,7360	0,619*	0,3815	0,8565

(continuação)

VARIEDADE	Bloco	Planta	Coeficientes de correlação			Intervalo de confiança pa ra o teste de Kendall	
			Spearman r	r	Kendall $\hat{\tau}$		
D	I	1º	0,643	0,7325	0,524*	0,2664	0,7816
		2º	0,786*	0,7575*	0,619*		
	II	1º	0,893**	0,9400**	0,810**	0,5524	1,0676
		2º	0,964**	0,9378**	0,905**	0,7762	1,0338
	III	1º	0,857**	0,8573**	0,714**	0,6142	0,8138
		2º	0,893**	0,7796*	0,810**	0,5524	1,0676
E	I	1º	0,821*	0,8483**	0,714**	0,4318	0,9962
		2º	0,750*	0,6388	0,619*	0,3815	0,8565
	II	1º	0,393	0,3492	0,334	0,1185	0,5495
		2º	0,429	0,4058	0,429	-0,1941	1,0521
	III	1º	0,857**	0,8307*	0,714**	0,6142	0,8138
		2º	0,750*	0,8766**	0,524*		
F	I	1º	0,714*	0,6364	0,524*		
		2º	0,643	0,6007	0,429		
	II	1º	0,857**	0,8455**	0,714**	0,6142	0,8138
		2º	0,857**	0,8972**	0,714**	0,6142	0,8138
	III	1º	0,214	0,4174	0,143	0,0019	0,2841
		2º	0,643	0,6622	0,429	-0,6843	1,5423

(continuação)

VARIEDADE	Bloco	Planta	Coeficientes de correlação			Intervalo de confiança para o teste de Kendall	
			Spearman r	r	Kendall $\bar{\tau}$		
G	I	1º	0,964**	0,9474**	0,905**	0,7762	1,0338
		2º	0,429	0,4806	0,334	-0,1715	0,8395
	II	1º	0,857**	0,8535**	0,714**	0,6142	0,8138
		2º	0,964**	0,9311**	0,905**	0,7762	1,0338
	III	1º	0,393	0,4174	0,238	0,1092	0,3668
		2º	0,929**	0,8220*	0,810**		
H	I	1º	0,946**	0,9570**	0,810**		
		2º	0,714*	0,7032	0,524*	0,2664	0,7816
	II	1º	0,714*	0,7315	0,524*	0,2664	0,7816
		2º	0,607	0,7383	0,524*	0,2425	0,8055
	III	1º	0,786*	0,8398**	0,714**	0,3276	1,1004
		2º	0,929**	0,9221**	0,810**		
I	I	1º	0,893**	0,7416	0,810**	0,5524	1,0676
		2º	0,964**	0,9101**	0,905**	0,7762	1,0338
	II	1º	0,679*	0,7620*	0,524*		
		2º	0,500	0,5809	0,429	0,0981	0,7599
	III	1º	0,643	0,5774	0,524*	0,2664	0,7816
		2º	0,750*	0,6965	0,619*	0,3815	0,8565

Para o teste de Kendall, adotou-se: ** para 1,5% ou menor;
* para 6,8% ou menor até 3,5%.

Para o teste de Spearman, adotou-se: ** para 1%;
* para 5%.

Para o 3º teste (r), adotou-se: ** para 1%;
* para 5%.

Não foi possível calcular o intervalo de confiança para alguns valores, já que $\hat{\sigma}^2$ deu negativo.

Equações de Regressão Para Cada Árvore

VAR. Bloco Planta

A	I	1º	$Y = 37,5427 + 20,5179X$
		2º	$Y = 60,1714 + 20,6643X$
	II	1º	$Y = 55,3711 + 15,8858X$
		2º	$Y = 34,6143 + 19,4893X$
	III	1º	$Y = 48,0715 + 19,7000X$
		2º	$Y = 22,8856 + 22,9286X$
B	I	1º	$Y = 174,8286 - 92,6679X + 25,4607X^2 - 2,0000X^3$
		2º	$Y = 70,2143 + 2,0202X + 0,0488X^2$
	II	1º	$Y = 53,7571 + 24,7702X - 3,3298X^2$
		2º	$Y = 24,5999 + 15,6286X$
	III	1º	$Y = 78,7857 - 39,1594X + 13,1292X^2 - 1,0689X^3 - 0,00038X^4$
		2º	$Y = 90,5857 - 63,5933X + 20,7321X^2 - 1,8389X^3$
C	I	1º	$Y = 13,1000 + 20,6000X$
		2º	$Y = 357,2429 - 413,9803X + 187,2833X^2 - 33,1783X^3 + 2,0295X^4$
	II	1º	$Y = 30,8715 + 16,0464X$
		2º	$Y = 30,6287 + 18,3821X$
	III	1º	$Y = 25,9571 + 16,7643X$
		2º	$Y = 52,2857 + 13,4393X$

(continuação)

VAR. Bloco Planta

D	I	1º	$Y = 26,7000 + 17,4893X$
		2º	$Y = 20,5714 + 17,9321X$
	II	1º	$Y = 13,4572 + 20,3357X$
		2º	$Y = 31,4714 + 19,7929X$
	III	1º	$Y = 20,5571 + 20,6571X$
		2º	$Y = 25,4285 + 19,5893X$
E	I	1º	$Y = 38,5428 + 13,4679X$
		2º	$Y = 78,4000 + 11,6000X$
	II	1º	$Y = 63,5286 + 176,5769X - 53,6667X^2 + 6,0924X^3 - 0,2068X^4$
		2º	$Y = 66,9286 + 8,9595X - 0,1690X^2$
	III	1º	$Y = 49,2714 + 4,3841X - 1,3512X^2 - 0,0472X^3$
		2º	$Y = 24,1857 + 15,5000X$
F	I	1º	$Y = 111,5000 + 72,6035X + 19,9708X^2 - 0,7729X^3 - 0,0973X^4$
		2º	$Y = 155,8571 - 115,8129X + 36,2958X^2 - 3,3462X^3 + 0,0451X^4$
	II	1º	$Y = 2,5571 + 15,5143X$
		2º	$Y = 9,8571 + 21,7607X$
	III	1º	$Y = 67,4857 - 1,7631X + 1,2012X^2$
		2º	$Y = 54,6000 + 4,7893X + 1,0679X^2$
G	I	1º	$Y = 48,8000 + 17,6393X$
		2º	$Y = 128,6143 - 28,8147X + 4,6202X^2 - 0,0222X^3$
	II	1º	$Y = 30,5571 + 15,7000X$
		2º	$Y = 23,2000 + 14,3429X$
	III	1º	$Y = 274,2000 - 240,1565X + 94,4250X^2 - 14,1303X^3 + 0,7311X^4$
		2º	$Y = 8,2429 + 14,7893X$

(continuação)

VAR. Bloco Planta

	I	1º	$Y = 44,9429 + 20,7393X$
		2º	$Y = 75,3714 + 11,0607X$
H	II	1º	$Y = 53,1714 + 11,9750X$
		2º	$Y = 46,6143 + 31,7548X - 4,4571X^2 + 0,2167X^3$
	III	1º	$Y = 72,3571 + 15,8857X$
		2º	$Y = 44,4286 + 15,6679X$
	I	1º	$Y = 17,8286 + 22,2036X$
		2º	$Y = 14,2571 + 16,8429X$
I	II	1º	$Y = 60,9143 + 12,7500X$
		2º	$Y = 67,3286 + 8,2964X$
	III	1º	$Y = 15,0143 + 109,7119X - 41,3375X^2 + 5,6290X^3 - 0,2072X^4$
		2º	$Y = 54,5000 + 18,2679X$

Para efeito de uniformidade, foram calculadas todas as equações de regressão, embora não tenha sentido prático calculá-las, onde não tenha havido significância.

7. DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A discussão dos resultados será feita por itens, conforme especificação que segue.

7.1 - Comportamento das Variedades Com Relação à Produção

Após o exame dos dados e da análise estatística sobre a produção nos diferentes anos, assim como pela análise conjunta e também pelo modelo em parcelas subdivididas, pode-se fazer as considerações que se seguem.

A variedade A colocou-se em 1º lugar no total dos 7 anos de colheita, diferindo estatisticamente das variedades F e B.

Colocou-se em 1º lugar nos anos de 1972, 1974 e 1976, quando diferiu estatisticamente das variedades B e G, B e F, B e F, respectivamente.

Em 1970, 1971 e 1973 ocupou o 6º, 2º e 4º lugares, respectivamente, não diferindo estatisticamente das demais.

Em 1975 ocupou o 2º lugar, diferindo estatisticamente somente da variedade B.

Ocupou por 3 vezes o 1º lugar em produção e o mesmo aconteceu nos anos pares.

A variedade H apresentou-se em 2º lugar no total dos 7 anos de produção, diferindo estatisticamente das variedades B e F. Obteve o 1º lugar nos anos de 1973 e 1975 e diferiu estatisticamente das variedades F e B, respectivamente. Em 1970, também alcançou o 1º lugar, sem diferir significativamente das demais.

Em 1971, 1972 e 1974, ocupou o 3º, 4º e 5º lugares, respectivamente, não diferindo das demais. Em 1976 obteve o 3º lugar, diferindo somente das variedades B e F.

Em 3º lugar no total de produção em 7 anos apresentou-se a variedade I que obteve o 2º lugar nos anos de 1970, 1972, 1974 e 1976, diferindo estatisticamente somente da variedade B em 1974 e das variedades B e F em 1976. Ocupou ainda o 4º lugar em 1971 e o 6º lugar em 1973 e 1975, não apresentando diferença significativa das demais.

A variedade E que ocupa o 4º lugar na produção dos 7 anos, somente alcançou o 1º lugar em 1971. Em 1970, 1973, 1975 e 1976 obteve o 7º lugar e nos anos de 1972 e 1974 ocupou o 3º e 4º lugares, respectivamente. Em nenhum dos anos diferiu significativa-

mente das demais.

Em 5º lugar na classificação pela produção nos 7 anos aparece a variedade D, que diferiu estatisticamente da variedade B em 1975, quando ocupou o 3º lugar e das variedades B e F em 1976, estando em 4º lugar. Em 1970 ocupou o último, em 1971 o 6º lugar, em 1972 o 5º lugar, em 1973 o 8º lugar e em 1974 o 3º lugar.

Até 1974, não diferiu estatisticamente das demais variedades. A variedade C está em 6º lugar na classificação por produção total em 7 anos, diferindo estatisticamente das variedades B e F no ano de 1976, quando ocupou o 5º lugar. Em 1970, ocupou o 4º lugar e o penúltimo em 1971, em 1972 e 1974 esteve em 6º lugar e nos anos de 1973 e 1975, voltou a ocupar o 5º lugar, sem diferir estatisticamente das demais nesses anos.

A variedade G ocupa o 7º lugar no total dos 7 anos, sendo estatisticamente inferior à variedade A, em 1972, quando ocupou o penúltimo lugar; ocupou esta mesma colocação em 1975 sem diferir estatisticamente das demais. Em 1970 e 1973, ocupou o 3º lugar, em 1971, 1974 e 1976 esteve em 5º, 7º e 6º lugares, respectivamente, não diferindo estatisticamente das demais.

As variedades F e B ocuparam o 8º e 9º lugares, respectivamente, mostrando significância estatística inferior às demais variedades, quando esta se apresentar.

A variedade B ocupou a última colocação nos anos de 1972, 1974, 1975 e 1976, enquanto que a variedade F ocupou a últi-

ma colocação em 1971 e 1973 e a penúltima em 1970, 1974 e 1976.

Somente em 1973 é que a variedade B ocupou o 2º lugar.

Com relação à produtividade das variedades, os resultados estão de acordo com TEÓFILO SOBRINHO (1972), no que se refere à variedade H, que ocupou também o 2º lugar em produtividade e diverge na variedade B, que ocupou o 3º lugar. As variedades C, G e F ocuparam o 5º, 6º e 9º lugares, respectivamente, concordando com a classificação aqui encontrada, que foram: o 6º, 7º e 8º lugares respectivamente.

As demais variedades quando comparadas com a produtividade apresentada por TEÓFILO SOBRINHO (1972), mostram uma razoável diferença na classificação. A variedade A apresentou-se em 4º lugar, a variedade I em 1º, a variedade E em 7º e a variedade O em 8º, enquanto que a classificação aqui apresentada é que a variedade A está em 1º lugar, a variedade I em 3º, a variedade E em 4º e a variedade D em 5º lugar.

Com exceção da variedade B, os resultados de TEÓFILO SOBRINHO (1972) concordam em muito com os aqui apresentados.

Os resultados obtidos na análise conjunta foram confirmados pela análise de parcelas subdivididas, no que se refere ao comportamento das variedades em relação à produção.

7.2 - Correlações Interanuais

Encontrou-se, para este tipo de correlação, valores positivos e negativos, concordando com HARRIS (1920) e discordando em parte de SILVA (1956), OVERHOLSER e outros (1941), que encontraram valores negativos, quando trabalharam com cafeeiros e macieiras, respectivamente. Da mesma forma, os resultados aqui encontrados são discordantes dos encontrados por PARKER e BATCHELOR (1932), COLLISON e HARLAN (1930), SAX e GOWEN (1923), que obtiveram valores positivos para este tipo de correlação. COLLISON e HARLAN (1930) e SAX e GOWEN (1923), trabalharam com macieiras. PEARCE (1953) está de acordo com BRIEGER e outros (1941) e PARKER e BATCHELOR (1932) afirmam que os valores encontrados são altos e significativos, discordando frontalmente dos valores aqui encontrados que, além de serem baixos em sua grande maioria, apresentam também valores negativos, haja visto que dos 21 coeficientes encontrados, somente 5 são significativos, e não excedendo a 0,6672.

Não se pode também concordar com PARKER (1942), que, além de encontrar somente valores positivos, os mesmos não excederam a 0,2593.

PARKER e BATCHELOR (1932) dizem que a magnitude das correlações decrescem à medida que as produções vêm a ser separadas pelo tempo, o que também não foi verificado neste trabalho, a não ser quando foi correlacionado o ano de 1973 com 1974, 1975 e 1976.

O ano de 1975, quando correlacionado com os anos que o precedem, concorda em parte com esta afirmação.

7.3 - Correlação Intraclasse

Para este tipo de correlação, os valores encontrados estão divididos em duas partes:

7.3.1 - Entre plantas

Na sua grande maioria, os valores encontrados são negativos, ou seja, das 27 correlações calculadas, somente 6 são positivas, e o maior valor encontrado foi de 0,37. Pode-se então concordar com HARRIS (1920) que determinou valores positivos e negativos, e discordar de PARKER e BATCHELOR (1932) que encontraram, em sua maioria, valores positivos para este tipo de correlação.

BRIEGER e MOREIRA (1941) alegam que a causa de se obter valores baixos e até negativos é porque não se levou em consideração os ciclos anuais a que as plantas perenes estão sujeitas.

Tanto HARRIS (1920) quanto PARKER e BATCHELOR (1932), empregaram o método desenvolvido pelo primeiro, onde não se leva em consideração os ciclos anuais. Neste trabalho, embora as correlações tenham sido calculadas por outro método, também não se levou em consideração os ciclos anuais das plantas perenes.

Pode-se aceitar ainda que há uma grande semelhança enta

tre as produções das árvores dentro das parcelas, já que em somente dois casos houve diferença significativa dentre as 27 parcelas existentes.

7.3.2 - Entre anos

Verifica-se, neste caso, que há uma grande variabilidade de produção de um ano para outro. Somente a variedade B não se mostrou influenciada pelos anos, seguida de perto pela variedade G. As que mais sofreram essa influência foram as variedades A, D e I, seguidas pelas demais variedades do ensaio.

A variabilidade da produção de um ano para outro dentro de cada parcela, no período de 7 anos, apresentou somente coeficientes de correlação positivos, na sua maioria significativos, e variando desde 0,02 até 0,98, sendo que os menores valores apresentados foram encontrados nos blocos II e III, da variedade B.

Com os valores de r iguais a 0,07 e 0,02 para os blocos II e III da variedade B, respectivamente, verifica-se uma quase ausência de linearidade na produção dessas plantas, o que vem reforçar o resultado encontrado na análise conjunta, que apresenta essa variedade como a menos produtiva.

7.4 - Correlação Entre as Produções da Mesma Árvore

Considerou-se a produção da árvore em kg e verificou-se que, em sua grande maioria, as correlações são positivas. Somente uma árvore, das 54 existentes no ensaio, apresentou valor negativo para a correlação e 41 apresentaram valores significativos.

Esses resultados estão parcialmente de acordo com HARRIS (1920) que só encontrou correlações positivas e vem confirmar o trabalho de PARKER e BATCHELOR (1932), cujos valores das correlações, em sua quase totalidade, são positivos,

Os trabalhos de SAX e GOWEN (1923), com macieiras, e HEDRICK e ANTHONY (1919), também com macieiras, e SHAMEL, SCOTT e POMEROY (1918), são confirmados por BRIEGER e MOREIRA (1941), que encontraram forte correlação positiva, considerando o número de frutos por árvore.

Devido ao grande número de valores positivos e significativos das correlações aqui encontradas, não se pode discordar de BRIEGER e MOREIRA (1941), já que o mesmo trabalhou com um número reduzido de plantas, o que provavelmente tenha lhes propiciado somente altos valores.

Dos 41 valores significativos, 34 apresentaram uma equação de regressão do 1º grau, com coeficientes positivos, mostrando que a produção foi crescente nesse período de anos estudados. As demais plantas apresentaram uma diferença muito grande na produção

de ano para ano, o que vem justificar a adaptação de equações de graus mais elevados.

3. CONCLUSÕES

O autor estudou a influência de diversos porta-enxertos na produtividade da laranjeira-valência (*Citrus sinensis* L., Osbeck) de origem nucelar, além de determinar vários tipos de correlações existentes no ensaio e todas com relação à produtividade.

Deu-se ênfase a estes tipos de correlações e estudou-se:

- a) correlação interanual;
- b) correlação entre plantas dentro da parcela por um período de 7 anos, além da correlação entre anos para estas mesmas plantas;
- c) correlação das produções da mesma árvore, por um período de 7 anos.

Calculou-se então o intervalo de confiança para as correlações do item c, e também as equações de regressão. As correlações do item a foram calculadas pela análise de covariância e determinadas as equações de regressão para cada tratamento.

A discussão dos resultados permitiu que fossem obtidas as seguintes conclusões:

- 8.1 - O porta-enxerto que apresentou uma maior produtividade foi a variedade A, seguida das variedades H e I; as variedades F e B ocuparam a 8.^a e 9.^a colocação, respectivamente, mostrando-se as menos produtivas.
- 8.2 - Verificou-se uma grande influência dos anos dentro de todas as variedades, com exceção da variedade B, cuja produção foi praticamente crescente, adaptando-se a ela uma equação de regressão linear.
- 8.3 - A variedade H sofreu influência dos anos e foi a única, nestas condições, a cujos dados se ajustou uma equação de regressão linear. A todas as demais variedades se ajustou uma equação do 6.^o grau.
- 8.4 - De um modo geral as plantas apresentaram altas e baixas produções, ou vice-versa, em anos consecutivos, o que vem confirmar o item 8.3.
- 8.5 - As correlações de produção em anos consecutivos apresentaram-se a partir de 1971 como sendo positivas e negativas e

assim sucessivamente, confirmando o que foi dito no item 8.4.

- 8.6 - Dentro das parcelas, as plantas se comportaram em relação à produção, de maneira semelhante, apresentando coeficientes de correlação baixos, positivos e negativos.
- 8.7 - A variabilidade de produção de um ano para outro, dentro de cada parcela, é grande em quase todas as variedades. Os coeficientes de correlação são todos positivos e, na sua maioria, altos. A variedade B, que foi a que menos sofreu a influência dos anos, apresentou uma produção cujo aumento de ano para ano foi praticamente crescente e pequeno; foi a que menores coeficientes de correlação apresentou.
- 8.8 - Na sua grande maioria, as árvores apresentaram uma tendência de acréscimo de produção com o passar dos anos. Somente uma, dentre as 54 existentes, apresentou uma tendência de diminuição de produção.
- 8.9 - A tendência de acréscimo na produção de árvores individuais veio a ser confirmada pelo número de equações de regressão de 1º grau.
- 8.10 - Uma planta que é mais produtiva que outra em um ano, mostra-se geralmente mais produtiva em outros anos.

9. SUMMARY

This experiment was initiated in 1962 at the Experimental Station of Limeira belonging to the Agronomic Institute of the State of São Paulo, in Cordeirópolis, Brazil.

The following rootstocks were used in this experiment:

- A - Tangerineira-sunki (*Citrus sunki* Hort. Ex. Tanaka);
- B - Limoeiro-rugoso-nacional (*Citrus jambhiri* Lush);
- C - Limoeiro-rugoso da Flórida (*Citrus jambhiri* Lush);
- D - Tangerineira-Cleópatra (*Citrus reshni* Hort. Ex. Tanaka);
- E - Citrange-troyer (*Poncirus trifoliata* Raff x *Citrus sinensis* L. Osbeck);
- F - Trifoliata (*Poncirus trifoliata* Raff);
- G - Tangerineira-cravo (*Citrus reticulata* Blanco);

H - Laranjeira-caipira (*Citrus sinensis* L. Osbeck);

I - Limoeiro-cravo (*Citrus limonia* Osbeck).

The lay-out was the randomised blocks with three repetitions each; necessary cultural practices were observed to eliminate any interference of pests in the experiments.

From 1970 fruits were collected and weighed, production being expressed in kg/tree.

The results obtained were subjected to the following statistical treatments:

- a) individual analysis of the experiment each year from 1970-1976;
- b) joint analysis for all years;
- c) analysis according to split plots design;
- d) covariance analysis for every 2 years, i.e., comparing the year 1970 with of the other years up to 1976;
- e) analysis of variance of regression for each variety;
- f) yield correlation among years of duration of the experiment;
- g) yield correlation among plants within plots;
- h) yield correlation between yield of each plant and thus establishing regression equations which best fitted data.

The main conclusions arrived at were:

- 1 - the rootstocks that enabled the plants to give the highest yield were of the varieties A (*Citrus sunki* Hort. Ex. Tanaka), H (*Citrus sinensis* L. Osbeck) and I (*Citrus limonia* Osbeck), in this order;
- 2 - the time length of the experiment had a big influence on plants with respect to their productivity;
- 3 - due to high and low yields the equation which best fitted the data for each variety was of the 5th degree, with the exception of varieties B (*Citrus jambhiri* Lush) and H (*Citrus sinensis* L. Osbeck);
- 4 - yields of consecutive years are correlated, presenting positive and negative coefficients alternately;
- 5 - in each plot, plants were identical when considering productivity;
- 6 - yields of each tree, when considered individually, were strongly correlated.

10. LITERATURA CITADA

ARRUDA, H.V., 1957. Correlação entre o peso da planta e o das sementes, em variedades de feijoeiro. Bragantia, 16: 385-388.

BATCHELOR, L.D. e H.S. READ, 1918. Relation of the variability of fields of fruit trees to the accuracy of fields trials. Jour. Agr. Res. 12: 245-283.

BRIEGER, F.G.; S. MOREIRA e Z. LEME, 1941. Estudo sobre o melhoramento da laranja "Baia III". Bragantia, 1: 567-617.

BRIEGER, F.G. e S. MOREIRA, 1941. Uniformidade da produção numa experiência de adubação da laranjeira Baia. Bragantia, 1: 619-667.

CALZADA BENZA, J., 1966. Metodos Estadísticos para la Investigación. 2.^a edição. Lima, Peru.

- CAMPOS, H., 1976. Estatística Experimental Não-Paramétrica. 2ª Edição (mimeografado). Piracicaba, ESALQ/USP.
- CARVALHO, A.; F.P. FERWUDA, J.A. FRAHM-LELIVELD; D.M. MEDINA, A.J. MENDES e L.C. MONACO, 1959. Coffea-coffee Arabica L. and Coffea Canephora Pierre ex Froehner. In: FERWUDA, F.P. (Coord.). Outline of Perennial crop Breeding in the Tropic Wageningen, p. 189-241.
- CONDÉ, A.R., 1974. Estudo dos Componentes de Variância nos Experimentos em Parcelas Subdivididas. Piracicaba, ESALQ/USP, 56 pp. (Dissertação de Mestrado).
- CRIST, J.W., 1938-1939. Intraclass Correlation for Horticultural Research. Proc. Amer. Soc. Sci., 36: 347-350.
- FISHER, R.A., 1958. Statistical Methods for Research Workers. 30ª edição. Hafner Publishing, Nova York.
- HANSON, W.D., 1955. General Concept of and Considerations for the Use of Variance Components. Amer. Soc. Hort. Sci., 66: 403-414.
- HARRIS, J.A., 1920. Practical Universality of fields heterogeneity as factor influencing plot fields. Jour. Agr. Res., 19: 279-314.
- HARRIS, J.A. e C.S. SCOFIELD, 1920. Permanence of differences in the plots of an experimental field. Jour. Agr. Res., 20: 335-356.
- HARRIS, J.A. e C.S. SCOFIELD, 1928. Further Studies on the permanence of differences in plots of an experimental field. Jour. Agr. Res., 36: 15-40.

- KENDALL, M.G. e A. STUART, 1967. The Advanced Theory of Statistics. 2.^a edição, vol. 2, Charles Griffin, Londres.
- MUNSON, W.M., 1903. Experiments in orchard culture. Maine Agr. Exp. Sta. Bul. 89: 1-24.
- OVERHOLSER, E.L.; F.L. OVERLEY e L.M. BARNHILL, 1938. Correlation of trunk circumference increase and length of terminal growth with yield of apples. Proc. Amer. Soc. Hort. Sci., 35: 263-268.
- OVERHOLSER, E.L.; F.L. OVERLEY e J.C. WILCOX, 1941. Some correlations growth and yield of the apple in Central Washington. Proc. Amer. Soc. Hort. Sci., 39: 11-15.
- PANSE, V.G. e P.V. SUKHATME, 1957. Statistical Methods for Agricultural Workers. Indian Council of Agricultural Research, Nova Delhi.
- PARKER, E.R. e L.O. BATCHELOR, 1932. Variation in the yields of fruit trees in relation to the planning of future experiments. Hilgardia, 7: 81-161.
- PARKER, E.R., 1942. Adjustment of yields in an experiment with orange trees. Proc. Amer. Soc. Hort. Sci., 42: 23-33.
- PATERSON, D.D., 1939. Statistical Technique in Agricultural Research. 1.^a edição. McGraw-Hill, Nova York e Londres.
- PEARCE, S.C., 1953. Field Experimentation with Fruit Trees and Other Perennial Plants. Technical Communications n^o 23 of the Commonwealth Bureau of Horticulture and Plantation Crops. East Malling, Maidstone, Kent, England. Commonwealth Agricultural Bureaux.

- PEARSON, E.S. e H.D. HARTLEY, 1956. Biometrika Tables for Statisticians. Vol. I, Cambridge. Published for the Biometrika Trustees. A.T. the University Press.
- PIMENTEL GOMES, F., 1973. Curso de Estatística Experimental. 5.^a edição. Livraria Nobel, Piracicaba, 430 pp.
- SILVA, H.L., 1956. Contribuição para o estudo das causas da variação anual de produção de café. Revista do Café Português, 3(10): 13-28.
- SNEDECOR, G.W., 1956. Statistical Methods. 5.^a edição. The Iowa State College Press, Ames, Iowa.
- TEÓFILO SOBRINHO, J., 1972. Comportamento da Laranjeira Valência (*Citrus sinensis* L., Osbeck) sobre Diferentes Porta-Enxertos. Piracicaba, ESALQ/USP, 67 pp. (Tese de Doutorado).
- STEEL, R.G.D., 1955. An analysis of perennial crop data. Biometrics, 11: 201-212.
- STEEL, R.G.D. e J.H. TORRIE, 1960. Principles and Procedures of Statistics. McGraw-Hill Book, 481 pp., Nova York, Toronto, Londres.
- TOSELLO, R.N. e H.V. ARRUDA, 1962. Correlação entre estimativas oficiais de produção de café e precipitação pluviométrica no Estado de São Paulo. Bragantia, 21: 449-465.
- YATES, F. e W.G. COCHRAN, 1938. The analysis of groups of experiments. Jour. Agr. Sci., 28: 556-580.

YEAGER, A.F. e L.P. LATIMER, 1940. Tree girth and yield as indicators of subsequent apple tree productivity. Proc. Amer. Soc. Hort. Sci., 37: 101-105.

WEBBER, H.J., 1932. Variations in citrus seedlings and their relations to rootstock selection. Hilgardia, 7:1-79.

WILCOX, J.C., 1937. Field Studies of apple tree growth and fruiting. II. Correlation between growth and fruiting. Soc. Agric., 17: 573-586.

ZIMMERMANN, F.J.P., 1973. Análise de um experimento de adubação e calagem de milho, executado num delineamento em faixa durante oito anos no mesmo local. Piracicaba, ESALQ/USP, 93 pp. (Dissertação de Mestrado).