

GEORGE O'NEILL ADDISON  
Engenheiro-Agrônomo

COMPARAÇÃO ENTRE OS MÉTODOS DE AUTOFECUNDAÇÃO E  
RETROCRUZAMENTO NO ESTUDO DA HERANÇA QUANTITATIVA  
EM ORYZA SATIVA.

Tese de Doutorado  
apresentada à  
Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", U. S. P.  
Piracicaba, Outubro de 1959

## Introdução

O presente trabalho foi realizado na Est. Exp. de Belem, Pará, do Instituto Agronômico do Norte e tinha por objetivo principal a formação de uma variedade de arroz mais adaptada às condições das varzeas do Estado do Amazonas. Também vizavamos, além do resultado puramente prático, que seria a formação de uma variedade, conhecer algo sobre a segregação dos caracteres quantitativos, por isto, realizamos autofecundações e retrocruzamentos segundo o modelo apresentado por Mather (1949).

Este trabalho visa comparar o método de autofecundação com o do retrocruzamento na obtenção de dados quantitativos segundo o autor acima citado, para a herança de tempo de florescimento.

## Material e métodos usados na obtenção dos dados

A variedade Kretec é de ciclo longo, grande perfilhação, sementes pequenas e grande produção, tendo o defeito de acamar muito e a variedade Iguape Agulha é de pequena produção, pequena perfilhação, florescimento precoce e sementes relativamente grandes.

Estas duas variedades foram cruzadas em 1951, segundo a técnica de Addison (1953), e os pais (Kretec e Iguape Agulha), daqui por diante designados respectivamente por P1 e P2 e os F1 foram semeados em Agosto do mesmo ano, para obtenção de maior quantidade de sementes F1, sementes F2, B1 (F1 X P1) e B2 (F1 X P2). A notação usada aqui é idêntica àquela dada por Mather (1949). Os cruzamentos e autofecundações foram efetuados em 12/51 e 1 e 2/52.

As plantas P1, P2, F1, B1 e B2, oriundas dos cruzamentos e autofecundações acima, foram plantadas no campo em 3/52 para a execução da segunda parte dos cruzamentos: obtenção de F3, B11 (B1 X P1), B12 (B1 X P2), B21 (B2 X P1) e B22 (B2 X P2). Ao todo foram plantadas 56 plantas F2 e destas escolhemos ao acaso 32 para fornecedores de sementes F3. As plantas P1, P2, B1 e B2 foram distribuídas em dois blocos e cada bloco contendo duas repetições de

P1, P2 e B1 e P1, P2 e B2, de cinco plantas para cada canteiro. A escolha das plantas que seriam usadas nos cruzamentos foi feita inteiramente ao acaso. Em tôdas as etapas da execução dêste trabalho os "seedlings" que seriam postos no campo para futuros cruzamentos foram também escolhidos inteiramente ao acaso.

O experimento definitivo, constando de plantas P1, P2, F1, F2, F3, B1, B2, B11, B12, B21 e B22 foi iniciado com a sementeira em 12/52. Esta foi feita em placas de Petri e depois de germinadas foram colocadas em pequenos vasos de papel de jornal de 2x2x5 cms e quando atingiram 15 a 20 cms foram levados para o local definitivo. Não foi feita qualquer escolha das plantas quer na sementeira, quer para o plantio definitivo no campo (varzea do rio Guamá).

A plantação definitiva foi feita em dois blocos, com cem canteiros de 15 plantas.

Em cada bloco havia 4 repetições de P1, P2 e F1, 4 canteiros com B1 e B2, 8 canteiros com F2, 10 canteiros com B11, B12, B21 e B22 e 32 canteiros com F3. Estes canteiros foram distribuídos ao acaso em cada um dos dois blocos ou grandes repetições. A distância entre as plantas no plantio definitivo foi de 0,30 x 0,30 m e a separação entre os dois blocos era de 2 m e estavam rodeados por uma bordadura feita com as próprias plantas cruzadas, autofecundadas e os pais.

Houve 40 falhas no primeiro bloco e 15 no segundo e estas foram replantadas com outras dos respectivos cruzamentos, escolhidas por sorteio nas sobras. Estas falhas foram devidas ao ataque das lagartas de rosca e militar. Tôdas estas plantas substituídas ficaram marcadas e como os resultados obtidos das mesmas estavam dentro dos limites da variação dos próprios canteiros foram incluídas no cálculo dos mesmos. Conseguimos assim obter um experimento com 100% de "stand".

Os dados aqui analisados se referem ao tempo de florescimento, que é o número de dias da sementeira até a abertura da

primeira flor.

Como o nosso objetivo é a comparação dos dados obtidos com a autofecundação e o retrocruzamento, vamos apresentar a análise dos dois métodos em separado, para depois tirarmos uma conclusão geral.

#### AUTOFECONDACÃO

##### Efeitos aditivos e independência das variâncias

Uma das condições para a viabilidade da aplicação das fórmulas que separam os efeitos genéticos dos efeitos de ambiente é de que estes sejam aditivos e que haja independência entre os efeitos genicos e os produzidos pelo ambiente.

Para verificarmos si há aditividade com a escala que estamos usando, utilizamos as médias de P1, P2 e F1 para calcularmos aquelas de F2, F3, B1, B2, B11, B12, B21 e B22. Assim, considerando-se somente um gen temos:

$$P2 - AA \times P1 - aa$$

$$F1 Aa$$

$$F2 \frac{1}{4} AA + \frac{1}{2} Aa + \frac{1}{4} aa$$

donde podemos concluir que

$$\bar{F2} = \frac{1}{4} (\bar{P1} + \bar{P2} + 2\bar{F1})$$

Usando-se estas fórmulas, calculamos os valores encontrados no Quadro I.

Quádro I

Médias	B I		BII	
	Obs.	esp.	Obs.	esp.
P1	107,48	-	106,88	-
P2	85,17	-	84,22	-
F1	80,08		81,45	
F2	89,92	88,20	92,42	88,50
F3	98,63	92,26	97,10	92,20
B1	96,95	93,78	96,22	94,16
B2	84,08	82,62	84,32	82,84
B11	104,87	100,63	102,20	100,52
B12	83,27	81,35	82,29	82,14
B21	90,11	86,93	89,41	87,81
B22	83,05	83,90	82,55	83,53

Médias observadas e esperadas

Isto, naturalmente, só é válido si os efeitos dos gens se somarem. Podemos, assim, calcular todos os valores esperados para F2, F3, B1, etc.

Então, fazendo-se um t "test" com o uso destas fórmulas verificamos si aquilo que nós calculamos concorda com o que foi observado: por exemplo  $4\bar{P}2 - \bar{P}1 - \bar{P}2 - 2\bar{F}1$ , si os fatores em consideração forem aditivos, deve ser igual a zero, o que é verificado calculando-se o desvio "standard" daquela diferença, dada por

$$16\bar{V}F2 + 4\bar{V}F1 + \bar{V}P1 + \bar{V}P2,$$

e dividindo-a por êste desvio "standard".

Quadro II

Dif., s			Dif., s		
e t	BI	BII	e t	BI	BII
A	+6,87	+15,68	E	+16,96	+6,71
Va	32,08	9,20	Ve	36,07	36,74
t	2,30	1,70	t	2,83	1,11
B	+50,93	+40,60	F	+7,67	+0,59
Vb	134,95	113,34	Vf	7,92	8,58
t	4,38	3,81	t	2,73	0,20
C	+6,34	+4,11	G	+12,72	+6,41
Vc	7,59	5,83	Vg	70,56	46,39
t	2,30	1,70	t	1,51	1,06
D	+2,91	+2,97	H	-3,39	-3,91
Vd	2,83	1,30	Vh	15,99	8,41
t	1,73	2,60	t	0,85	1,35

$$\begin{aligned}
 A &= 4\bar{F}2 - 2\bar{F}1 - \bar{P}1 - \bar{P}2, & B &= 8\bar{F}3 - 3\bar{P}1 - 3\bar{P}2 - 2\bar{F}1, & C &= 2\bar{B}1 - \bar{F}1 - \bar{P}1, \\
 D &= 2\bar{B}2 - \bar{F}1 - \bar{P}2, & E &= 4\bar{B}11 - 3\bar{P}1 - \bar{F}1, & F &= 4\bar{B}12 - \bar{P}2 - 3\bar{F}1, \\
 G &= 4\bar{B}21 - \bar{P}1 - 3\bar{F}1, & e H &= 4\bar{B}22 - 3\bar{P}2 - \bar{F}1.
 \end{aligned}$$

Neste "test" verificamos que a nossa escala não é muito adequada porque o valor de t só não é significante para F2 (A) no bloco BI, portanto, neste ponto os efeitos não são muito aditivos nesta nossa escala.

Creio, entretanto, não ser ainda necessário uma mudança de escala porque, como mostra o Quadro III, houve certa eliminação na germinação das sementes e também nos óvulos e grãos de polen. Assim, num exame feito no polen das plantas F1, verifiquei que só havia 30% de polen aparentemente férteis, o que é confirmado pela baixa percentagem de sementes férteis encontradas em F1, 15,57%.

Quadro III

<u>Tipo</u>	<u>Sem.</u>	<u>Germ.</u>	<u>% Germ.</u>
P1	160	160	100,00
P2	160	160	100,00
F1	160	160	100,00
F2	320	313	97,80
F3	1.280	1.249	97,59
B1	162	161	99,38
B2	165	165	100,00
B11	400	400	100,00
B12	400	400	100,00
B21	400	400	100,00
B22	400	399	99,75

Percentagem de germinação das sementes de P1, P2 e B22

Podemos acrescentar ainda como indica Mather (1949) que às vezes somos forçados a usar uma escala aproximada, quando as médias pelo menos ocupam suas posições relativas, como é o caso deste cruzamento: assim as médias de F1, F2 e F3 deviam estar do mesmo lado de M (média dos dois pais) porém aqui isto não se verifica com F3, mas a diferença entre este e M é pequena. É, então, aceitável usarmos esta escala (tempo de florescimento) porque ficou evidenciado que há uma pequena viabilidade diferencial e seleção nas fertilizações.

Quadro IV

Cruzamentos	Pol.	Sem.	% Sem.
Fl X Kretec	2.185	454	20,78
Kretec X Fl	813	256	31,49
Kretec X Iguape Agulha	242	236	98,00
Iguape Agulha X Fl	1.474	152	10,31
Fl X Iguape Agulha	1.490	513	34,43
Fl ⊕	47.458	7.391	15,57

## Resultados dos cruzamentos e autofecundações

Comparando-se as variâncias das médias de P1, P2, F1 e também aquela dentro dos canteiros (variância dos indivíduos) podemos verificar se os efeitos gênicos são independentes daqueles do meio, si estas forem tôdas iguais, Quadro V.

Quadro V

	P1 (Kretec)		P2 (Iguape Agulha)		F1	
	BI	BII	BI	BII	BI	BII
Médias	107,48	106,88	85,17	84,22	80,08	81,45
Erro "standard" das médias	0,30	1,05	0,74	0,18	0,09	0,46
Variância dentro cant.	4,30	5,58	3,44	4,09	3,51	4,53

Verifica-se logo que as médias maiores têm erros "standard" maiores, o que já é um indicio de que há certa correlação entre o genotipo e o efeito do meio nesta escala, porém não grande.

Comparando-se as variâncias em P1, P2 e F1 de todos os



canteiros em BI e BII, verifica-se pelo "test" de Bartlett que são todas iguais:  $X^2 = 18,82$  para BI e  $X^2 = 12,66$  para BII, estando, portanto, dentro do critério de independência.

Verifica-se, então, que a nossa escala não está de todo fora do critério exigido para a validade de uma análise dentro da nossa escala.

Análise da variância em seus componentes D, H, E1 e E2

No quadro VI se acham os valores obtidos para as variâncias e covariâncias e também os valores esperados obtidos com o emprêgo da matriz calculada com todos os valores do experimento.

Quadro VI

	BI	BII	Média	Valores esperados
VF2	106,60	111,78	109,19	112,45
VF3	64,66	51,20	57,93	59,24
WF2/F3	66,15	65,84	66,00	69,20
VF3	68,01	71,42	69,72	61,06
E1	3,75	4,73	4,24	9,66
E2	0,84	1,78	1,31	3,42

Com os dados obtidos experimentalmente para VF2, VF3, etc., calculamos os valores:  $D = 71,20$ ,  $H = 268,71$ ,  $E1 = 9,66$  e  $E2 = 3,42$ . São estes os valores utilizados para o cálculo das variâncias e covariâncias esperadas.

D	H	E1	E2
10,526.316	-30,315.789	1,157.895	-1,684.210
	107,789.474	-5,894.737	4,210.526
		0,780.702	-0,105.263
			0,789.474

Esta matriz foi calculada empregando-se o método dado por Mather (1949).

Com o emprego dessa mesma matriz, calculamos as variâncias esperadas e com estas os erros "standard" destas mesmas quantidades:  $sD = \pm 15,17$ ,  $sH = \pm 50,16$ ,  $sE_1 = \pm 4,27$  e  $sE_2 = \pm 4,29$ . Verificamos que há um exagero nos erros de  $sE_1$  e  $sE_2$  e talvez isto seja devido ao fato de não termos balanceado o cálculo destes valores. Aliás, neste ponto há uma divergência entre Mather (1949) e Nelder (1953). Este último manda calcular os valores de D, H,  $E_1$  e  $E_2$  separadamente para cada bloco, além de outras modificações que ele parece não ter razão, e assim fazendo obtemos os valores abaixo:

	D	H	$E_1$	$E_2$
BI	85,94	225,94	9,72	4,20
BII	56,33	311,94	9,57	2,66

Utilizando-nos dos valores acima achamos por meio de uma análise da variância os seguintes valores:

$$D = 71,20 \pm 20,94, \quad H = 268,71 \pm 60,81, \quad E_1 = 9,66 \pm 0,1 \quad e \\ E_2 = 3,42 \pm 1,10.$$

Como porém os valores dos erros de D, H,  $E_1$  e  $E_2$  representam a média de dois valores, devemos dividir estes erros por  $\sqrt{2}$ , o que dá para  $sD = \pm 14,81$ ,  $sH = \pm 43,00$ ,  $sE_1 = \pm 0,02$  e  $sE_2 = \pm 0,71$ , que são resultados que se aproximam daqueles calculados segundo o critério de Mather (1949), pelo menos para os valores de D e H e não tão divergentes como quer Nelder (1953).

Uma aproximação muito mais real oferece o método de Nelder (1953) no caso dos erros de  $E_1$  e  $E_2$ , que calculados pelo método de Mather (1949) são muito exagerados. O que nos leva a esta suposição de exagero é o fato das nossas variâncias em  $P_1$ ,  $P_2$  e  $F_1$  serem homogêneas e com o emprego das matrizes-c obtemos erros até maiores do que as

mesmas.

É interessante notar aqui os valores obtidos para os erros de E1 e E2 neste experimento e aqueles obtidos por Mather (1949) para a cevada se assemelham bastante: o valor de sE1 no experimento de Mather (1949) é de 1/5 (5 repetições) do valor de E1, mais ou menos, e aquele de sE2 é aproximadamente igual a E2 e no caso do cruzamento destas duas variedades de arroz obtivemos para sE1 um valor aproximadamente igual a 1/2 E1 (duas repetições) e um valor de sE2 bastante perto de E2. Métodos semelhantes conduziram a resultados semelhantes, porém, estes valores de sE parecem ser um tanto exagerados.

"Linkage"

Para evidenciar a presença de "linkage" nos fatores estudados utilizamos uma matriz sem a  $\bar{V}F_3$

D	H	E1	E2
10,526.316	-30,315.789	1,157.895	-1,684.210
	107,789.474	-5,894.737	4,210.526
		0,947.368	-0,105.263
			0,789.474

Matriz calculada omitindo-se o valor de  $\bar{V}F_3$

Calculando-se a diferença entre os valores esperados e observados com  $\bar{V}F_3$  e sem  $\bar{V}F_3$  vamos obter a seguinte análise da variância:

	g.l.	SQ	QM	F
"Linkage"	1	225,16	225,16	12,20
Interação	1	37,59	37,59	2,04
Erro	6	110,75	18,46	

Vemos que há evidência de "linkage", não havendo efeito residual, o que confirma a nossa hipótese da adequabilidade de nossa escala para aditividade, apesar das diferenças já assinaladas.

#### Número de gens "efetivos"

Encontramos para  $K_1 (D) = \frac{11,245^2}{15,16^2} : 71,20 = 1,78$  e  $K_1 (H) = \frac{11,245^2}{15,16^2} : 268,76 = 0,86$ , usando-se as notações de Mather (1949), valores estes que são baixos ou pequenos para explicarem a presença de todos os gens para floração.

Achamos para  $K_2 = \frac{56,40^2}{2.161,87} = 1,22$  e que também é baixo. Aliás todos os valores calculados por Mather (1949) com o emprego destas fórmulas têm sido muito baixos.

Mather (1949) menciona que um valor baixo para K indica que os gens em consideração, + e -, estão no mesmo "raio" e que um valor de K pequeno é indicio de que há variação na expressão individual dos gens.

Tomando-se o valor de  $K = 2$ , obtemos para  $V_{KD} = 11,90$  e como os pais se desviam do valor médio  $C = 95,91$  de 11,27 para P1 e 11,20 para P2 temos a indicação de que já atingimos o limite da possibilidade seletiva em F3. Porém isto está longe de representar a realidade porque temos certamente mais de dois gens.

Observamos, ainda, que o grau de heterose esperada seria de  $V_{KS(h)} = \sqrt{2 \times 268,76} = 23,20$ , sendo a heterose observada de 15,15. Quer isto dizer, como observa Mather (1949), que podemos extrair deste cruzamento linhagens que nos dariam uma heterose muito maior do que a observada. Estas considerações pouco valor prático tem no caso de Oryza, devido ao método atual de hibridação.

#### RETROCRUZAMENTO

##### Efeito aditivo e independência das variâncias

No Quadro II encontramos os valores de C, D, E e F, respectivos erros "standard" e valores de t, para a verificação da concordância entre as médias observadas e esperadas para os primeiros e segundos retrocruzamentos.

Verifica-se desde logo que há maior concordância entre os valores observados do que no caso de autofecundação porque aqui a significância está somente ao nível de 5%: quatro diferenças são significantes de um total de doze e quando uma é significativa em uma repetição não é na outra.

Aqui também, como no caso de autofecundação, estes valores esperados foram calculados utilizando-se as médias obtidas em P1, P2 e F1, com o fim de evitar qualquer possível efeito seletivo, porque, como já foi mencionado acima, há certa seleção tanto nas fertilizações como nas germinações, Quadro IV.

Como anteriormente, calculamos os valores das médias, como por exemplo

$$\bar{B}_1 = 1/2 (\bar{F}_1 + \bar{P}_1),$$

seus respectivos erros "standard", como por exemplo

$$VC = 4\bar{V}B_1 + \bar{V}F_1 + \bar{V}P_1$$

e utilizando-nos desses dois valores fazemos um "test" t, que é o que está calculado no Quadro II.

Verificamos, então, que a nossa escala é bastante adequada no que se refere ao critério de aditividade.

Quanto as variâncias, tudo que foi dito para autofecundação anteriormente se aplica também ao caso de retrocruzamento.

#### Análise da variância em seus componentes D, H, E e E'

No Quadro VII encontramos os valores das variâncias observadas e esperadas, tendo os valores esperados sido obtidos com o emprego da matriz para esse fim calculada.

Quadro VII

<u>Var. e Cov.</u>	<u>BI</u>	<u>BII</u>	<u>Média</u>	<u>Esper.</u>
VB1 + VB2	101,74	111,49	106,62	114,28
$\sqrt{B.1} + \sqrt{B.2}$	38,79	26,48	32,63	31,78
VB.1+ VB.2	73,72	68,12	70,92	62,63
$WB1/\sqrt{B11} + WB2/\sqrt{B22}$	62,41	54,10	58,26	51,65
$WB1/\sqrt{B12} + WB2/\sqrt{B21}$	18,34	15,70	17,02	17,02

Valores esperados e observados para variâncias e covariâncias nos retrocruzamentos.

A matriz utilizada neste cálculo está abaixo e foi obtida empregando-se todos os valores de VB1 + VB2,  $\sqrt{B1} + \sqrt{B2}$ , etc.

<u>D</u>	<u>H</u>	<u>E1</u>	<u>E2</u>
5,951.220	-2,048.780	-0,650.406	-0,195.122
	5,951.220	-0,650.406	-0,195.122
		0,327.913	0,065.041
			0,219.512

Empregando-se esta matriz, calculamos os seguintes valores: D = 137,34, H = 69,26, E1 = 5,49 e E2 = 2,98.

Com o emprego das diagonais da matriz acima, obtivemos os erros "standard" destes mesmos valores:

$$sD = \pm 9,03, \quad sH = \pm 9,03, \quad sE1 = \pm 6,70 \quad \text{e} \quad sE2 = \pm 5,49$$

Também aqui os erros para sE1 e sE2 parecem exagerados, talvez pela mesma razão do que acontece quando calculamos estes para o caso da autofecundação.

Calculando-se estes erros segundo o método preconizado por Nelder (1953)

	D	H	E1	E2
BI	140,96	67,60	4,65	5,26
BII	133,90	70,70	6,34	0,72

obtivemos:  $D = 137,34 \pm 3,87$ ,  $H = 69,26 \pm 2,20$ ,  $E1 = 5,49 \pm 1,20$  e  $E2 = 2,98 \pm 3,21$ ,

resultados estes que são bem diferentes daqueles obtidos de acordo com o método de Mather (1949). Si dividirmos por  $\sqrt{2}$  os erros

$sE1 = \pm 1,20$  e  $sE2 = \pm 3,21$ , obtidos segundo o método de Nelder (1953) obtemos:  $sE1 = \pm 0,85$  e  $sE2 = \pm 2,28$ .

Verificamos que a obtenção dos erros de E1 e E2, pelo método de Mather (1949), são exageradamente grandes e que estes são mais condizentes com as diferenças das variâncias observadas quando empregamos o método de Nelder (1953), com a modificação aqui sugerida, isto é, dividir a variância de cada valor por  $\sqrt{r}$ , onde r é o número de repetições.

"Linkage"

A verificação da presença de "linkage" nos fatores em estudo se faz com o auxílio da matriz abaixo, obtida sem  $\sqrt{B.1} + \sqrt{B.2}$

D	H	E1	E2
6,162.162	-1,837.838	-0,864.865	-0,216.216
	6,162.162	-0,864.865	-0,216.216
		0,545.946	0,086.486
			0,221.622

Matriz obtida em  $\sqrt{B.1} + \sqrt{B.2}$

Pela diferença entre os valores esperados e observados com  $\bar{V}B.1 + \bar{V}B.2$  e sem  $\bar{V}B.1 + \bar{V}B.2$  obteremos a seguinte análise da variância:

	g.l.	S.Q.	Q.M.	F
"Linkage"	1	274,01	274,01	10,78
Interação	2	78,36	39,18	1,54
Erro	7	174,91	25,42	

Neste caso, como o valor achado para F é significativo, os fatores considerados estão ligados. A interação não é significativa o que comprova a adequacidade da escala adotada.

#### Número de gens "efetivos"

Neste caso, encontra-se para  $K(D) = 11,245 : 137,32 = 0,92$  e  $K(H) = 15,16 : 69,26 = 3,32$ , valores pequenos para explicarem a presença de todos os gens para florescimento.

Usando-se  $K = 70,92 : 953,75$  encontramos como resultado 5,25 e tomando o valor de  $H = 6$ , obtivemos para  $\sqrt{KD} = \sqrt{6 \times 137,34} = 28,80$  tendo-se neste caso, a indicação de que ainda não atingimos o limite da possibilidade seletiva.

A heteroze esperada seria de  $\sqrt{KH} = \sqrt{6 \times 69,26} = 20,40$ , maior do que aquela observada, podendo-se, portanto, extrair deste cruzamento indivíduos que nos dariam uma heteroze maior do que a observada em Fl.

#### CONCLUSÃO

##### Dominância

A relação  $\sqrt{H:D} = \sqrt{268,70:71,20} = 1,67$  para Autofecundação conduz a suposição de que há superdominância, enquanto que no Retrocruzamento  $\sqrt{H:D} = \sqrt{69,26 : 137,34} = 0,70$  indica dominância. É provável que esta discrepância encontrada num e noutro método seja inerente aos mesmos e principalmente ao efeito de "linkage". A



relação h:d de gen para gen, indicada pela variação dos valores  $K = 1,22$  para Autofecundação e  $K = 5,25$  para Retrocruzamento, são bem diferentes, o que deve também estar influenciando esta diferença.

Poder-se-ia supor também, dada a grande esterilidade observada em F1, que esta diferença observada para dominância entre um método e outro fosse devida as eliminações nas fertilizações e germinações, porém isto é pouco provável porque encontramos tôdas as graduações para tempo de floração em ambos os métodos, aparecendo indivíduos mais precoces e mais tardios do que os pais. Esta esterilidade deve ser de natureza cromosomica (translocação). Esta última hipótese, entretanto, que poderia ter sido comprovada tratando-se as sementes com colchicina, para duplicar o número de cromosomos, não foi testada.

Como complemento do cálculo ou estimativa do valor de dominância empregamos o método usado por Jinks (1954) e Hayman (1954), que utiliza o F1 e os pais no cálculo da dominância. O plano inicial deste experimento não incluía a possibilidade desta análise e, portanto, aqui será apresentada somente um estudo gráfico, Whitehouse et al (1958).

Análise da variância da diferença Vr - Wr

	g.l.	S.Q.	F
Entre blocos	1	1.146,16	24,18
Entre P1, P2	1	93,02	1,96
Erro	1	47,41	

As anotações apresentadas nesta conclusão são idênticas àquelas dadas por Hayman (1954) e onde Vr é a variância nas linhas e Wr a covariância entre as linhas e os pais, Quadro VIII. Segundo este método, verifica-se que a variação da diferença Vr-Wr é homogênea, de acordo com a análise da variância acima, para os dois blocos, pais

e F1, sendo, portanto,  $b=1$  (regressão), o que equivale a dizer que não há interação entre os gens em consideração e os efeitos destes são aditivos; fato este já anteriormente verificado.

Quadro VIII

	P1	P2		P1	P2		
BI	<u>P1</u>	<u>107,48</u>	<u>80,00</u>	BII	<u>P1</u>	<u>107,18</u>	<u>80,87</u>
	<u>P2</u>	<u>80,17</u>	<u>85,17</u>		<u>P2</u>	<u>82,03</u>	<u>84,22</u>

Quadro da média dos pais e F1

Baseando-se nas médias de F1, P1 e P2, chegamos às seguintes equações:

$$BI - Wr^2 = 249 Vr,$$

$$BII - Wr^2 = 264 Vr,$$

$$Wr = -71 + Vr.$$

$$Wr = -44 + Vr.$$

Os valores numéricos foram arredondados e a primeira destas equações representa a parábola que situa a posição de todos os gens para tempo de floração, Hayman (1954), e a segunda é a réta ao longo da qual se acham todos os gens das plantas em estudo, mais aqueles que seria possível incorporar em uma nova variedade.

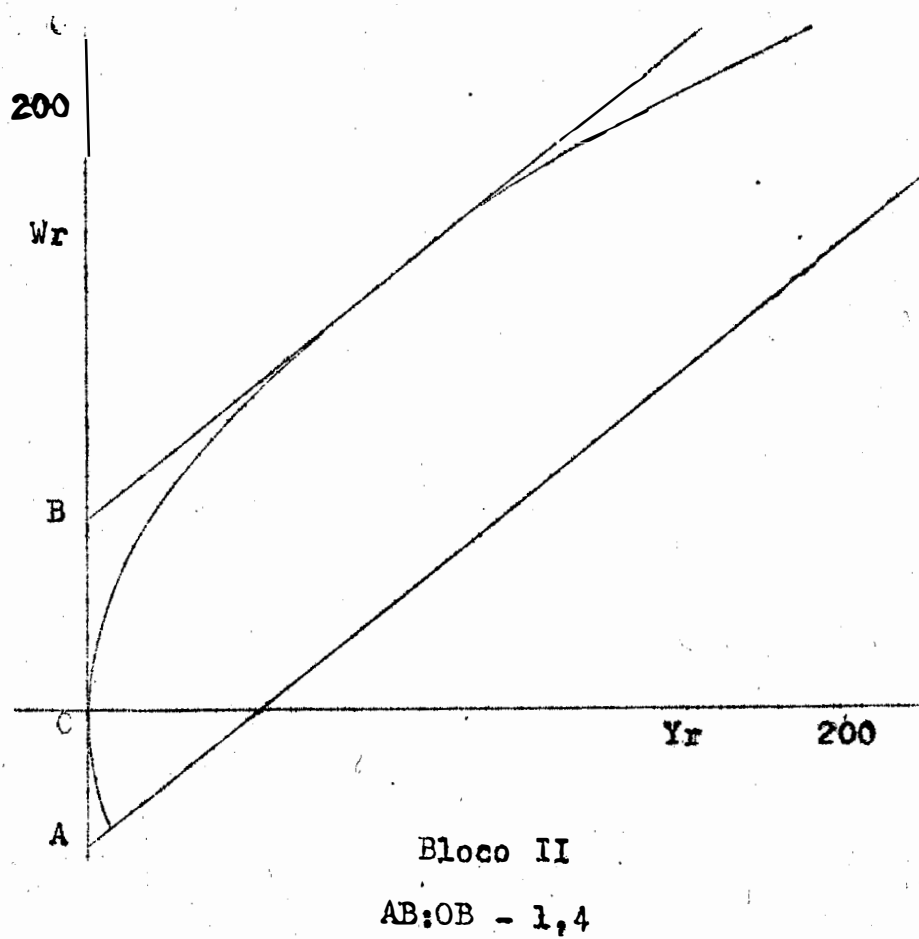
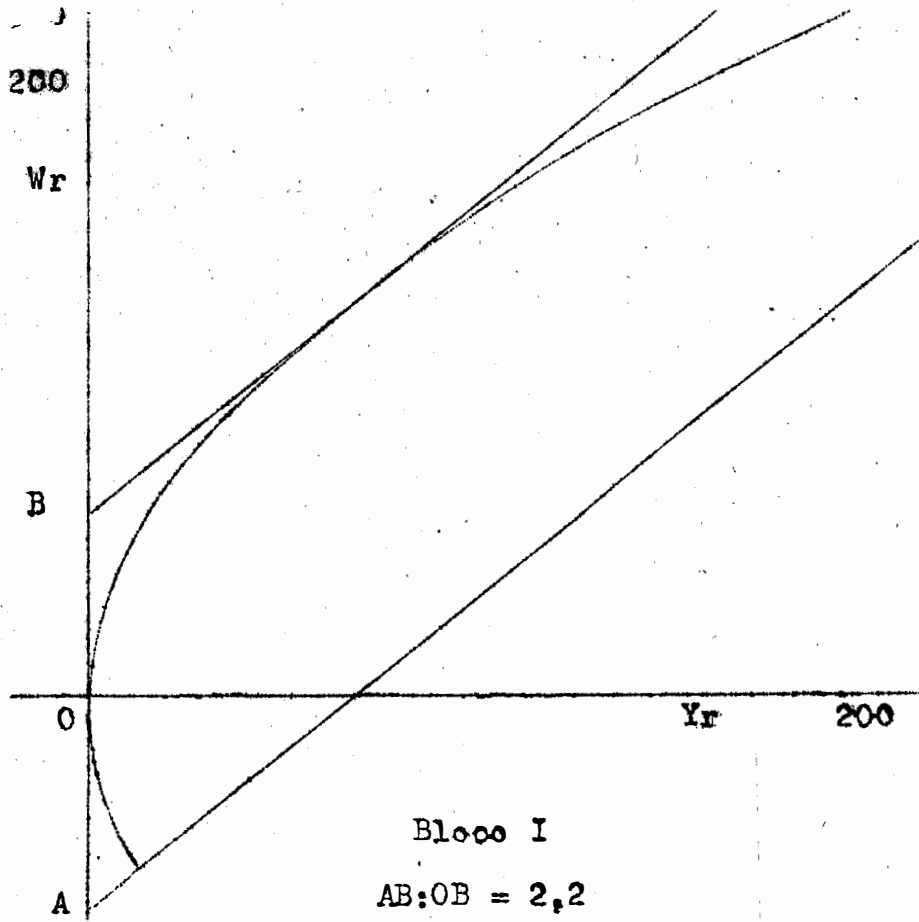
Tirando-se uma paralela a esta réta de regressão e tangente à parábola, achamos o valor médio aproximado de  $H:D = 2$ , Hayman (1954), que equivale a uma dominância de 1,4. Este valor se aproxima da média dos dois valores encontrados para Autofecundação e Retrocruzamento, significando isto que o valor real, que devia ser igual ao valor achado para F1, é dado pela média dos dois valores encontrados um para Autofecundação e outro para Retrocruzamento.

Daqui talvez possamos concluir que quando há "linkage" em repulsão e o valor de dominância é melhor estimado usando-se F2, B1 e B2 em conjunto, em vez de usarmos segundos retrocruzamentos e F3.

"Linkage"

Ambos os métodos foram igualmente eficientes em demonstrar

Gráfico das equações de  $Wr^2$  e  $Wr$



a presença de "linkage". Neste caso talvez não seja tão fácil de demonstrar a fase ou fases de "linkage", isto é, si os gens considerados estão em repulsão ou "coupling".

Como a variância aumentou de  $1/2 V_{F2}$  para  $V_{F3}$ , podemos supor que os gens estão em fase de repulsão, os dois pais diferem muito em tempo de floração, podendo-se, então, concluir que um deles, P1, tem a maioria dos gens dominantes para floração, dando-se o contrário com o outro pai, P2, que êste aumento é provocado pela dominância ou superdominância e talvez devido aos gens estarem em oposição, que tem efeito semelhante a repulsão.

Nos Retrocruzamentos encontramos para  $V_{B1} + V_{B2} = 106,62$ ,  $V_{B11} + V_{B12} = 51,50$  e  $V_{B21} + V_{B22} = 90,36$  e verifica-se que, depois de subtrair o efeito de ambiente,  $E1 = 4,20$ , valor médio observado, que  $V_{B11} + V_{B12}$  é mais ou menos igual a  $1/2 (V_{B1} + V_{B2})$  e que  $V_{B21} + V_{B22}$  é bem maior. Então, também temos aqui uma indicação, pelo exame destas variâncias, de que há repulsão ou oposição. Levando-se em consideração os erros de D e H, observamos que os Retrocruzamentos e Autofecundações, neste caso, não fornecem elementos seguros para uma decisão quanto a fase de "linkage".

#### Número de gens "efetivos"

Tanto em Autofecundação como em Retrocruzamento, o número de gens encontrados é pequeno para explicar toda a variação observada, porém o método de Retrocruzamento fornece uma indicação melhor do número deles, talvez devido aos efeitos de "linkage" aqui serem menos pronunciados. Mather (1949), com base no pequeno número de gens encontrados com o emprego destas fórmulas, transformou êstes no que chama de gens "efetivos" e que são grupos de gens. É evidente, entretanto, que esta escapatória também não satisfaz.

Podemos, entretanto, utilizar êste número de gens "efetivos" como uma estimativa da possibilidade seletiva dos nossos cruzamentos, mesmo em presença de "linkage".

BIBLIOGRAFIA CITADA

- ADDISON, G.O'N. - Polinização controlada em Corchorus e Oryza.  
Norte Agronomico. Vol. 1 - nº 1 - 1953.
- HAYMAN, B.I. - The Theory and analysis of Diallel Crosses - Genetics  
Vol. 39 - nº 6 - 1954.
- JINKS, J.L. - The Analysis of continuous variation in a Diallel cross  
of Nicotiana Rustica varieties - Genetics - Vol. 39 - nº 6  
1954.
- MATHER, K. - Biometrical Genetics. Dovers Publications, Inc. 1949.
- NELDER, J.A. - Statistical Models In Biometrical Genetics. Heredity  
Vol. 7 - Part I - 1953.
- WHITEHOUSE, R.N.H., THOMPSON, J.B. and VALLE RIBEIRO, M.A.M. DO  
-Studies on the Breeding of Self - Pollinating Cereals.  
2. The use of a Diallel cross analysis in yield production.  
Euphytica - Vol. 7 - nº 2 - 1958.

...///...///...