

育種專號

第二十二期

民國二十五年二月一日

R
430.5
686

寒圃

許璇題

通訊處

國立北平大學農學院或綏遠
省立歸綏農科職業學校轉

目錄

- (一) 水稻育種試區布置及其結果之統計分析
(The Plot arrangements of rice-breeding and The statistical analysis of the Results).....汪厥明
陳蘭田
- (二) 圃場試驗原理.....Fisher, R.A 原著
素心譯述
- (三) 拉丁方格法之應用及其根本問題.....管維廉
- (四) 作物抗病育種之基本問題.....必忱
- (五) 棉作育種之新方法.....管維廉

綏遠農業學會出版

R. 430.5
686

水稻育種試區布置及其結果之統計分析

汪厥明，陳蘭田

(The Plot arrangements of rice-breeding and the
Statistical analysis of the Results)

(一) 引言

稻作育種試驗方法，國內外發表者頗不乏人，然其內容，大都根據洛夫博士所著中國水稻育種法，而加以增損，而洛夫博士所提倡之法，又係由美國康奈爾大學之小麥育種法蛻變而成者也。該法之特點，為試區布置按一定之循序，並於相當距離，設置對照，以為比較產量之標準，法甚簡明。但因較近圃場試驗技術之研究，突飛猛進，吾人對該法漸覺粗放，而期根據最新理論，求一較精密之方法以代之。二十三年十一月全國作物改進研究會議，在南京中華農學會開特別討論會時，僉以作物育種高級試驗今後以採用變量分析方法，較為妥洽，至初級試驗，因品系數目甚多，對於應用新理論，尚無具體辦法，具見我國作物育種方法之銳意改善也。關於作物育種試驗，應用新理論問題，北平大學農學院方面，曾經考慮，擬有暫行辦法，並於二十一年實施於稻作試驗，五年以來，結果尚佳，爰將該法介紹於下，以就正於海內同好焉。

(二) 二行試驗

(1) 試區布置 每品系佔一單行區，行長1.8尺行距1.5尺，試區面積 $1.8 \times 1.5 = 2.7$ 平方尺，收穫時行兩端各棄去一尺，不計產量，故實際收穫面積祇 0.7 平方尺。所有品系各重複一次，分別組成兩大區集，此兩大區集平行排列，俾便於分析區間土異。區集間設通路寬1.0尺，周圍設保護行兩行。各品系在種植行上之分布，依隨機原則，用抽籤方法決定之。系品間每五行中隨機設一標準行，亦用抽籤方法決定。編製種植計劃書時，先決定標準區位置，然後決定品系位置。其法預先置備兩籤筒，一盛白籤，一盛紅籤，籤數視種植行及品系數而定，大約至少由1至1.8號，紅白相同，白籤代表種植行，紅籤代表品系號。抽定標準行只用白籤，每五籤抽出一籤，所抽得之號數，即標準區種植行也。已抽出之白籤，暫不擲入筒內，此時將兩筒之籤，同時抽出，假定白籤號數為1.8，紅籤為0.8，即0.8號品系應植於第1.8種植行也。第一區集排定後，第二區集可如法抽籤排定之。品系過多時，可分組試驗，每五十品系為一組，分別布置之。

第一圖 二行試驗區布置圖

1166-56	1176-1
CK-57	1193-2
1126-58	1251-3
1162-59	CK-4
1216-60	1126-5
1249-61	1183-6
1239-62	1143-7
1227-63	CK-8
1132-64	1175-9
CK-65	1128-10
1199-66	1220-11
1202-67	CK-12
1134-68	1125-13
CK-69	1148-14
1176-70	1195-15
1174-71	1194-16
1125-72	1191-17
CK-73	1211-18
1128-74	1162-19
1143-75	CK-20
1183-76	1141-21
1148-77	1238-22
CK-78	1227-23
1171-79	CK-24
1238-80	1249-25
CK-81	1169-26
1204-82	1198-27
1136-83	1186-28
1219-84	1204-29
1186-85	CK-30
1251-86	1145-31
1191-87	1202-32
1198-88	CK-33
CK-89	1136-34
1213-90	1239-35
1194-91	CK-36
1133-92	1166-37
1231-93	1235-38
CK-94	1231-39
1175-95	1219-40
1193-96	1245-41
1147-97	CK-42
1215-98	1171-43
1235-99	1213-44
CK-100	1147-45
1141-101	1230-46
1220-102	1132-47
1211-103	CK-48
1230-104	1152-49
CK-105	1133-50
1145-106	1216-51
1196-107	CK-52
CK-108	1134-53
1195-109	1199-54
1152-110	1174-55

註：上圖中各行數字，在後者為種植行號，在前者為品系號，CK為標準行。

(2) 結果分析 利用各區集中標準行之產量，用變量分析法，求標準行單區之標準誤差，同時計算標準行總平均產量及各品系兩行之平均產量，並利用標準行之變量，求各品系單區之標準誤差。依次求標準行總平均產量與各品系兩行平均產量之差及其差之標準誤差。凡某一品系之平均產量對於標準行總平均產量之差，大於其標準誤差之倍數，在 $P = 0.05$ 或 0.1 之值以上，則該差始認為顯著，而該品系即可升入五行試驗，否則淘汰之。二行試驗變量分析公式如下：

$$S(x_{st} - \bar{x})^2 = n_s S_s (\bar{x}_s - \bar{x})^2 + n_t S_t (\bar{x}_t - \bar{x})^2 + S(d^2) \dots \dots \dots (I)$$

其中 d^2 為：

$$N-1 = (n_t - 1) + (n_s - 1) + (n_t - 1)(n_s - 1)$$

上式中各符號之含意如下：

x_{st}任何行任何列之標準區產量

\bar{x}_t第 S 行之平均產量

\bar{x}_s第 t 列之平均產量

水稻育種試區布置及其結果之統計分析

總平均值

$d \dots \dots \dots$ 剩餘偏差 $(=x_{st} - \bar{x}_s - \bar{x}_t + \bar{x})$

$n_t \dots \dots \dots$ 行數

$n_s \dots \dots \dots$ 列數

$S_s \dots \dots \dots$ 各行總計

$S_t \dots \dots \dots$ 各列總計

$S = S_s S_t \dots \dots \dots$ 各行各列總計

$N = n_s n_t \dots \dots \dots$ 總區數

實際計算時，毋須根據上式，可用下列簡法：

1. 總變異平方和

$$S(x_{st} - \bar{x})^2 = S(x_{st}^2) - N\bar{x}^2$$

$$= S(x_{st}^2) - (S(x_{st}))^2 / N \dots \dots \dots (I)$$

• 行間變異平方和

$$n_s S_s (\bar{x}_s - \bar{x})^2 = n_s S_s (\bar{x}_s^2) - N\bar{x}^2$$

$$= S_s (S_t(x_{st}))^2 / n_s - (S(x_{st}))^2 / N \dots (II)$$

3. 列間變異平方和

$$n_t S_t (\bar{x}_t - \bar{x})^2 = n_t S_t (\bar{x}_t^2) - N\bar{x}^2$$

$$= S_t (S_s(x_{st}))^2 / n_t - (S(x_{st}))^2 / N \dots$$

• 剩餘變異平方和

$$S(d^2) = (I) - (II) - (III)$$

二行試驗實際結果計算如次：

第一表 二行試驗標準行各行產量

行	列 I	列 II
1	57	4
2	356	300
3	65	8
4	379	358
5	69	12
6	292	341
7	73	20
8	324	350
9	78	24
10	365	385
11	81	30
12	369	280
13	89	33
14	324	332
15	94	36
16	282	412
17	100	42
18	376	384
19	105	48
20	339	326
21	108	52
22	409	292

註：上表各格內數字，在上者為種植行號，在下者為產量，以每畝市斤計。

第二表 標準行各行產量減去 800 之結果

行	列 I	列 II	和
1	56	0	56
2	79	58	137
3	-8	41	33
4	24	50	74
5	65	85	150
6	69	-20	49
7	24	32	56
8	-18	112	94
9	76	84	160
10	39	26	65
11	109	-8	101
和	515	460	975

$975 \div 22 = 44.3$
 $300 + 44.3 = 344.3$
 (標準行總平均產量)

(a) 改正項之計算

將第二表之總和平方後，以總區數除之。

$$\frac{(S(x_{st}))^2}{N} = \frac{(975)^2}{22} = \frac{950625}{22} = 43210.2273$$

(b) 總平方和之計算

第三表 第二表內各值之平方

列	I	II	和 總
1	3136	0	
2	6241	8364	
3	64	1681	
4	576	2500	
5	4225	7225	
6	4761	400	
7	576	1024	
8	824	12544	
9	5776	7056	
10	1521	676	
11	11881	64	
和	39081	36534	75615

由第三表之總和減去改正項即得。

$$S(x_{st})^2 - \frac{(S(x_{st}))^2}{N} = 75615 - 43210.2273 = 32404.7727$$

(c) 行間平方和之計算

將第二表各行之和，平方後相加，以列數除之，減去水稻各種試區布置及其結果之統計分析

改正項。

和	和之平方
59	3136
137	18769
38	1089
74	5476
150	22500
49	2401
56	3136
94	8836
160	25600
65	4225
101	10201
	105869

$$S_1(S_1(x_{st}))^2 - \frac{(S(x_{st}))^2}{N} = \frac{105869}{2} - 43210.2273 = 52684.500 - 43210.2273 = 9474.2727$$

(d) 列間平方和之計算

將第二表各列之和，平方後相加，以行數除之，減去改正項。

和	和之平方
515	265225
460	211600
	476825

$$S_1(S_1(x_{st}))^2 - \frac{(S(x_{st}))^2}{N} = \frac{476825}{11} - 43210$$

水稻育種試區布置及其結果之統計分析

$$.2278 = 43317.7273 - 43210.2278 = 137.5000$$

(e) 剩餘平方和之計算

由總平方和減去行間平方和及列間平方和即得。

$$S(d^2) = S(x_{st} - \bar{x})^2 - n_s S_s (\bar{x}_s - \bar{x})^2 - n_t S_t$$

$$(\bar{x}_t - \bar{x})^2$$

$$= 32404.7727 - 9474.2727 - 137.5000$$

$$= 22793.0000$$

各平方和以其相當之自由度除之，即得總變量，行間變量，列間變量及剩餘變量，惟總變量實際上不必要，故無須求出，而行間及列間變量，又可相加而成爲各試區間之土異變量。茲列變量分析表如次：

第四表 二行試驗標準行變量分析表

變異原因	平方和	自由度	變量	S. E.	F
土異 { 行間	9474.2727	10	947.4273 } 1081.9273		2.101
{ 列間	137.5000	1			
誤差(剩餘)	22793.0000	10	2279.3000	47.7422	
總計	32404.7727	21			

比較土異變量與誤差變量之差異，查 Snedecor F 表：

$$\left. \begin{matrix} n_1 = 8 \\ n_2 = 10 \end{matrix} \right\} F \begin{cases} .05 \dots\dots 3.07 \\ .01 \dots\dots 5.06 \end{cases}$$

$$2.101 < 2.91 < 3.07 < 4.71 < 5.06$$

$$\left. \begin{matrix} n_1 = 12 \\ n_2 = 10 \end{matrix} \right\} F \begin{cases} .05 \dots\dots 2.91 \\ .01 \dots\dots 4.71 \end{cases}$$

由以上 F 值之比較，可知土異變量與誤差變量無顯著之差異。

利用估計所得之標準行單區標準誤差 $S (= 47.7422)$ ，求各品系淘汰標準值之方

法如下：

$$\text{標準行總平均產量之標準誤差} = \frac{S}{\sqrt{22}}$$

$$\text{各品系二行平均產量之標準誤差} = \frac{S}{\sqrt{2}}$$

標準行總平均產量與各品系二行

$$\text{平均產量之差之標準誤差} = \sqrt{\frac{S}{22} + \frac{S}{2}}$$

$$= s \sqrt{\frac{1}{22} + \frac{1}{2}}$$

$$= s \sqrt{\frac{6}{11}}$$

$$= 47.7422 \times 0.7385$$

$$= 35.258$$

標準行總平均產量對於各品系二行平均產量之差是否顯著，以費歇氏t法(Fisher's t method)測驗之。茲舉公式如下：

$$t = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)}{s \sqrt{\frac{1}{N_1} + \frac{1}{N_2}}}$$

上式中 $(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)$ 為標準行總平均產量與各品系二行平均產量之差， $s \sqrt{\frac{1}{N_1} + \frac{1}{N_2}}$

即前計算中之 $s \sqrt{\frac{1}{22} + \frac{1}{2}} (= 35.258)$ ，差之標準誤差自由度為10，查費歇氏t表，得

$$t \begin{cases} P = .05 \dots\dots\dots 2.228 \\ P = .01 \dots\dots\dots 3.169 \end{cases}$$

設計算所得之t值大於所查得之t值，則表示兩平均產量之差，甚為顯著。茲為便利比較計，根據 .05及 .01之t值，將各品系淘汰標準值，求出如下：

$$\frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)}{35.258} = 2.228$$

$$\therefore (\bar{x}_1 - \bar{x}_2) = 2228 \times 35.258$$

$$= 78.555 \text{ 市斤} \dots\dots\dots \text{第一淘汰標準值}$$

$$\frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)}{35.258} = 3.169$$

$$\therefore (\bar{x}_1 - \bar{x}_2) = 3.169 \times 35.258$$

$$= 111.733 \text{ 市斤} \dots\dots\dots \text{第二淘汰標準值}$$

(註： \bar{x}_1 為各品系二行平均產量； \bar{x}_2 為標準行總平均產量)

第五表 二行試驗品系淘汰表(參閱第一圖)

品系號	種植行產量 (每畝市斤)		每畝平均產量 (\bar{x}_1)	兩平均產量之差 ($x_1 - x_2$) $x_2 = 344.3$	依第一淘汰標準值 (78.555) 選系汰果	依第二淘汰標準值 (111.733) 選系結果	品系汰選總果	品系汰選結果
	15	109						
1195	722	350	536.0	191.7	✓	✓	升級	
1183	6	76	396.0	51.7			淘汰	
1169	26	107	544.5	200.2	✓	✓	升級	
1231	39	93	418.0	73.7			淘汰	
1204	29	82	445.5	101.2	✓		留級	
1141	21	101	513.5	169.2	✓	✓	升級	
1132	47	64	523.5	179.2	✓	✓	升級	
1245	41	98	437.5	93.2	✓		留級	
1216	51	60	389.5	45.2			淘汰	
1211	18	103	427.5	83.2	✓		留級	
1227	23	63	477.5	133.2	✓	✓	升級	
1198	2	96	483.5	139.2	✓	✓	升級	
1145	31	106	480.0	135.7	✓	✓	升級	
1235	38	99	508.0	163.7	✓	✓	升級	
1174	55	71	411.0	66.7			淘汰	
1175	9	95	395.5	52.2			淘汰	
1220	11	101	470.5	126.2	✓	✓	升級	
1143	7	75	518.5	174.7	✓	✓	升級	
1251	3	86	378.0	33.7			淘汰	
1152	49	110	335.5	-8.8			淘汰	
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	

水稻育種試區布置及其結果之統計分析

水稻育種試驗區布置及其結果之統計分析

上兩國中 BGDHFAJTEC, ECJAICRHBD, 爲品集, B, G, D, H, E, 代表各品系號, 1, 2, 3, 4, 爲種植行號。各品系在各區集內之排列, 用前述之抽籤方法抽定之。

(2) 結果分析 根據種植行實際產量, 利用變量分析法, 計算單區之標準誤差; 以誤差之變量, 除品系之變量得 F 根據兩變量之自由度, 於 F 表求 P。設 P 小於 .05 或 .01, 則認爲因品系生產力不同而起之變異, 確大於因試驗誤差而起之變異, 然後可比較各品系之產量, 否則須仍舊再試驗一年。設所得之 F 值認爲有意義, 則求各品系五行總產量, 對於產量最高品系五行總產量之差, 及其差之標準誤差, 然後求 t。根據試驗誤差之自由度查 t 表, 凡對於產最高品系相差甚爲顯著之品系, 則淘汰之。產量計算所用公式與二行試驗相同, 但除分析土異外, 同時考慮品系間之差異。故引用前述之變量分析公式時, 式中各符號代表之意義, 可改定如次:

- x_{st} 任何區集任何品系之產量
- \bar{x}_s 第 S 品系之平均值
- \bar{x}_t 第 t 區集之平均值
- \bar{x} 總平均值
- d 剩餘偏差 ($= x_{st} - \bar{x}_s - \bar{x}_t + \bar{x}$)
- n_t 品系數
- n_s 區集數

- S_s 各品系總計
- S_t 各區集總計
- $S = S_s S_t$ 各區集各品系總計
- $N = n_s n_t$ 總區數

五行試驗實際結果, 根據簡法公式, 計算如次:

第六表 五行試驗各種植行產量

品系	I	II	III	IV	V
A	280	416	438	385	221
B	496	442	513	546	423
C	480	385	512	428	160
D	370	391	390	580	416
E	805	480	395	416	215
F	184	185	205	190	144
G	179	185	249	380	195
H	132	200	200	265	139
I	196	270	221	211	185
J	174	205	144	200	170

第七表 五行試驗各種植行產量減去200之結果

區集 品系	I	II	III	IV	V	和
A	80	216	238	185	21	740
B	296	242	313	346	223	1420
C	280	185	312	223	-50	950
D	170	191	190	380	216	1147
E	105	280	195	216	15	811
F	-66	-15	5	-10	-55	-142
G	-21	-15	49	130	-5	138
H	-68	0	0	65	-61	-64
I	-4	70	21	11	-15	83
J	-26	5	-56	0	-30	-107
和	746	1159	1267	1546	258	4976

(a) 改正項之計算

將第七表之總和平方後，以總區數除之。

$$\frac{(\sum x_{st})^2}{N} = \frac{(4976)^2}{50} = \frac{24760576}{50} = 495211.52$$

(b) 總平方和之計算

第八表 第七表內各值之平方

區集 品系	I	II	III	IV	V	和
A	6400	46656	56644	34225	441	144366
B	87616	58564	97969	119716	49729	413594
C	78400	34225	97344	49729	2500	262198
D	28900	36481	36100	144400	46656	292537
E	11025	78400	38025	46656	225	174331
F	4356	225	25	100	3136	7842
G	441	225	2401	16900	25	19992
H	4624	0	0	4225	3721	12570
I	16	4900	441	121	225	5703
J	676	25	3136	0	900	4737
總和						1337870

由第九表之總和減去改正項。

$$S(x_{st})^2 - \frac{\{S(x_{st})\}^2}{N} = 1337870 - 495211.52 = 842658.48$$

(c) 品系間平方和之計算

將第七表各品系之和，平方後相加，以區集數除之，減去改正項。

和	和之平方
740	547600
1420	2016400
950	902500
1147	1315609
811	657721
-142	20164
138	19044
-64	4096
83	6889
-107	11449
<hr/>	
	5501472

$$\frac{S_s \{S_t(x_{st})\}^2}{n_s} - \frac{\{S(x_{st})\}^2}{N} = \frac{5501472}{5} - 495211.52$$

$$= 1100294.40 - 495211.52$$

$$= 605082.88$$

(d) 區集間平方和之計算

將第七表各區集之和，平方後相加，以品系數除之，減去改正項。

和	和之平方
746	556516
1159	1343281
1267	1605289
1546	2390116
258	66564
<hr/>	
	5961766

$$\frac{S_t \{S_s(x_{st})\}^2}{n_t} - \frac{\{S(x_{st})\}^2}{N} = \frac{5961766}{10} - 495211.52$$

$$= 596176.6 - 495211.52$$

$$= 100965.08$$

(e) 剩餘平方和之計算

由總平方和減去品系間平方和及區集間平方即得。

$$S(d^2) = S(x_{st} - \bar{x})^2 - n_s S_s (\bar{x}_s - \bar{x})^2 - n_t S_t (\bar{x}_t - \bar{x})^2$$

$$= 842658.480 - 605082.880 - 100965.080$$

$$=136610.520$$

各平方和以其相當之自由度除之，即得品系間變量，區集間變量及剩餘變量。茲列變量分析表如次：

第九表 五行試驗變量分析表

變異原因	平方和	自由度	變量	S. E.	F
品系間	605082.88	9	67231.4311		17.717
區集間	100965.08	4	25241.2700		
剩餘	136610.52	36	3794.73666	61.6014	
總計	842658.48	49			

比較品系間變量與剩餘變量(即誤差變量)之差異，查 Snedecor F 表：

$$\left. \begin{matrix} n_1 = 8 \\ n_2 = 35 \end{matrix} \right\} F \begin{cases} .05 \dots\dots\dots 2.22 \\ .01 \dots\dots\dots 3.07 \end{cases}$$

$$17.717 > 3.07 > 2.66 > 2.22 > 2.00$$

$$\left. \begin{matrix} n_1 = 12 \\ n_2 = 40 \end{matrix} \right\} F \begin{cases} .05 \dots\dots\dots 2.00 \\ .01 \dots\dots\dots 2.66 \end{cases}$$

由以上之測驗，可知品系間變量與誤差變量之差異，極為顯著，故可根據估計所得之單區標準差誤 S (=61.6014) 求各品系之淘汰標準值，其方法如下：

$$\text{各品系五行總產量之標準誤差} = S\sqrt{5}$$

產量最高品系五行總產量與各品系

$$\text{五行總產量相差之標準誤差} = S\sqrt{5 \times 2}$$

$$= S\sqrt{10}$$

$$= 61.6014 \times 3.16228$$

$$= 194.801$$

利用費歇氏 t 法測驗產量最高品系五行總產量對於各品系五行總產量之差，是否有意義。差之標準誤差自由度為 36 (參閱第九表)，查費歇氏 t 表，得

$$t \begin{cases} P = .05 \dots\dots\dots 1.95996 \\ P = .01 \dots\dots\dots 2.57582 \end{cases}$$

設計算所得之 t 值大於所查得之 t 值，則表示兩總產量之差，甚為顯著，故對於產量最高品系相差顯著之品系，無何保留價值。茲根據 .05 及 .01 之 t 值，將五行試驗各品系淘汰標準值求出如下：

$$\frac{(T_1 - T_2)}{194.801} = 2.57582$$

$$\therefore (T_1 - T_2) = 2.57582 \times 194.801$$

$$= 501.772 \text{ 市斤} \dots\dots\dots \text{第一淘汰標準值}$$

$$\frac{(T_1 - T_2)}{194.801} = 1.95996$$

$$\therefore (T_1 - T_2) = 1.95996 \times 194,801$$

$$= 381,802 \text{ 市斤} \dots\dots\dots \text{第二淘汰標準值}$$

(註)： T_1 為產量最高品系五行總產量； T_2 為其他各品系五行總產量。

淘汰品系時，凡品系五行總產量與產量最高品系五行總產量之差，超過第一淘汰標準值者，則淘汰標準之；低於第一淘汰標準值而超過第二淘汰標準值者，仍保留試驗一年；低於第二淘汰標準值者，表示該品系之生產力與產量最高品系之生產力，無顯著之差異，故可升入十行試驗。茲舉五行試驗各品系淘汰實例如次（：見第十表）

第十表 五行試驗品系淘汰表(參閱第三圖第一組)

品系號	品系符號	種植行產量 (每畝市斤)					各品系五行總產量	每畝平均產量	兩總產量之差 ($T_1 - T_2$)	依第一淘汰標準值 (501,772) 選系結果	依第二淘汰標準值 (381,802) 選系結果	品系汰選總結
		6	14	22	40	45						
172	A	280	416	438	385	221	1740	348.0	680			淘汰
* 41	B	496	442	513	546	423	2420	484.0	0	√	√	升級
17	C	480	385	512	423	150	1950	390.0	470	√		留級
186	D	370	391	390	580	416	2147	429.4	273	√	√	升級
135	E	305	480	395	416	215	1811	362.2	609			淘汰
36	F	134	185	205	190	144	858	171.6	1562			淘汰
100	G	179	185	249	330	195	1138	227.6	1282			淘汰
37	H	132	200	200	265	139	936	187.2	1484			淘汰
21	I	196	270	221	211	185	1083	216.6	1337			淘汰
115	J	174	205	144	200	170	893	178.6	1527			淘汰

註：有*者為產量最高之品系

(四) 十行試驗

(1) 試區布置 品系數目過多時，仍分組試驗，每品系佔一單行區，行長，行距，試區面積，保護行及收穫方法同前，不設置標準區。每五至十品系為一區集，各品系在一區集內之排列，用抽籤方法決定之。每一品系重複九次，故包括相同品系之區系，每組共有十個。其布置方法，因試地形狀不同，而分下列數種：

第四圖 十行試驗試區布置圖(甲)

第一組

第二組

1 2 3 4	17181920	33343536	49505152	65666768
DEFG	ADGC	DBHA	ECBG	AHFE
5 6 7 8	21222324	37383940	53545556	69707172
HBAC	E H B F	G C F E	H A D F	G C B D
9 10 11 12	25262728	41424344	57585960	73747576
DEGB	GHDC	EFAB	GDCH	AEGF
13141516	29303132	45464748	61626364	77787980
AFCH	E A F H	G D C B	F E A D	C B H

81828384
JLON
85868788
KIMP
.....
.....
.....
.....

第五圖 十行試驗區布置圖(乙)

DEFGHBAC	DBHAGCFE	AHFEGCBD	GHDCEAFB	GDCHBFEA
ADGCEHBF	ECBGHADF	DEGBAFCH	EFABHGDC	AEGFDCBH

第六圖 十行試驗試區布置圖(丙)

DEFGHBAC	DEGBAFCH
ADGCEHBF	GHDCEAFB
DBHAGCFE	EFABHGDC
ECBGHADF	GDCHBFEA
AHFEGCBD	AEGFDCBH

以上第五圖上下兩排又可橫併為一排；第六圖左邊五排及右邊五排又可縱併為十排，視試地形狀如何而定。以上各圖中 DEFGHBAC, 為區集，D, E, F, G, 代表各品系之品系符號，1, 2, 3, 4, 則為種植行號，各品系在各區集內之排列用抽籤方法決定之。

(2) 結果分析 十行試驗產量之計算應用之公式及方法與五行試驗大致相同，惟於品系淘汰時，利用十行總產量，作比較之單位。茲仍舉實例說明如次：

第十一表 十行試驗各種植行產量

品系	區集									
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
A	660	657	514	629	635	570	639	589	625	608
B	786	677	649	559	483	467	551	652	601	528
C	795	644	582	539	608	685	525	504	602	623
D	604	603	678	604	595	518	534	602	575	548
E	556	483	560	548	422	573	560	539	617	477
F	478	431	465	462	380	553	443	645	443	630
G	668	612	586	623	490	590	571	575	675	570
H	510	586	596	619	591	617	595	640	540	592

第十二表 十行試驗各種植行產量減去 500 之結果

系品 \ 集區	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	和
A	160	157	44	129	135	70	139	89	125	108	1156
B	286	177	149	59	-17	-33	51	152	101	28	953
C	295	144	82	39	108	185	25	4	102	123	1107
D	104	103	178	104	95	18	34	102	75	48	861
E	56	-17	60	48	-78	73	60	39	117	-23	335
F	-22	-69	-35	-38	-120	53	-57	145	-57	130	-70
G	168	112	86	123	-10	90	71	75	175	70	960
H	10	86	96	119	91	117	95	140	40	92	886
和	1057	693	660	583	204	573	418	746	678	576	6188

水稻育種試區布置及其結果之統計分析

(a) 改正項之計算

將第十二表之總和平方後，以總區數除之。

$$\frac{\{S(x_{st})\}^2}{N} = \frac{(6188)^2}{80} = \frac{38291344}{80} = 478641.8000$$

(b) 總平方和之計算

將第十二表內各值平方後相加，求其總和，減去改正項即得。茲經算得各值平方之總和為 922957，其總平方和如下：

$$S(x_{st})^2 - \frac{\{S(x_{st})\}^2}{N} = 922957 - 478641.800 = 444315.2000$$

(c) 品系間平方和之計算

將第十二表各品系之和，平方後相加，以區集數除之，減去改正項。

和	和之平方
1156	1336336
953	908209
1107	1225449
861	741321
335	112225
-70	4900
960	921600
886	784996
	<hr/>
	6035036

$$\frac{S_s(S_t(x_{st}))^2}{n_s} - \frac{(S(x_{st}))^2}{N} = \frac{6035036}{10} - 478641.8$$

$$= 603503.6 - 478641.8$$

$$= 124861.8$$

(d) 區集間平方和之計算

將第十二表各區集之和，平方後相加，以品系數除之，減去改正項。

和	和之平方
1057	1117249
693	480249
660	435600
582	339889
204	41616
573	328329
418	174724
746	556516
678	459684
576	331776
<hr/>	
	4265632

$$\frac{S_t(S_s(x_{st}))^2}{n_t} - \frac{(S(x_{st}))^2}{N} = \frac{4265632}{8} - 478641.8$$

$$= 533204 - 478641.8$$

$$= 54562.2$$

(e) 剩餘平方和之計算

由總平方和減去品系間平方和及區集間平方和則得剩餘平方和。

$$S(d^2) = S(x_{st} - \bar{x})^2 - n_t S_s(\bar{x}_s - \bar{x})^2 - n_t S_t(\bar{x}_t - \bar{x})^2$$

$$= 444315.2 - 124861.8 - 54562.2$$

$$= 264891.2$$

以上所得各平方和，以其相當之自由度除之，則得變量。茲列變量分析表如次：

第十三表 十行試驗變量分析表

變異原因	平方和	自由度	變量	S. F.	E
品系間	124861.8	7	17837.4		4.242
區集間	54562.2	9	6062.46666		
剩餘	264891.2	63	4204.62222	64.843	
總計	444315.2	79			

比較品系間變量與剩餘變量之差異是否顯著，查F表

$$\left. \begin{array}{l} n_1 = 6 \\ n_2 = 60 \end{array} \right\} F \begin{cases} .05 \dots\dots\dots 2.25 \\ .01 \dots\dots\dots 3.12 \end{cases}$$

$$4.242 > 3.12 > 2.78 > 2.25 > 2.07$$

$$\left. \begin{array}{l} n_1 = 8 \\ n_2 = 70 \end{array} \right\} F \begin{cases} .05 \dots\dots\dots 2.07 \\ .01 \dots\dots\dots 2.78 \end{cases}$$

由以上之測驗，可知品系間變量與剩餘變量之差異，甚為顯著。茲根據估計所得之單區標準誤差 $S (= 64.843)$ 求各品系之淘汰標準值如下：

$$\text{各品系十行總產量之標準誤差} = S\sqrt{10}$$

產量最高品系十行總產量與各品系

$$\begin{aligned} \text{十行總產量相差之標準誤差} &= S\sqrt{10 \times 2} \\ &= S\sqrt{20} \\ &= 64.843 \times 4.472136 \\ &= 289.98671 \end{aligned}$$

測驗產量最高品系十行總產量對於其他各品系十行總產量之差，是否顯著，查費歇t氏表。差之標準誤差自由度為63(參閱第十三表)，查得

$$t \begin{cases} P = .05 \dots\dots\dots 1.95996 \\ P = .01 \dots\dots\dots 2.57582 \end{cases}$$

利用以上查得 .50及 .01之t值，分別與差之標準誤差相乘，所得之乘積，即品系淘汰標準值也。茲依公式求出如次：

$$\begin{aligned} \frac{(T_1 - T_2)}{289.98671} &= 2.57582 \\ \therefore (T_1 - T_2) &= 2.57582 \times 289.98671 \\ &= 794.954 \quad \text{市斤} \dots\dots\dots \text{第一淘汰標準值} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \frac{(T_1 - T_2)}{289.98671} &= 1.95996 \\ \therefore (T_1 - T_2) &= 1.95996 \times 289.98671 \\ &= 568.362 \quad \text{市斤} \dots\dots\dots \text{第二淘汰標準值} \end{aligned}$$

(註： T_1 為產量最高品系十行總產量； T_2 為其他各品系十行總產量)

十行試驗淘汰品系之方法與五行試驗完全相同，即凡品系十行總產量與產量最高品系十行總產量之差，超過第一淘汰標準值者，則淘汰之；低於第一淘汰標準值而超過第二淘汰標準值者，仍係留繼續試驗；低於第二淘汰標準值者，升入高級試驗，茲試舉十行試驗各品系淘汰實例如次：(見第十四表)

第十四表 十行試驗品系淘汰表(參閱第四圖第一組)

品系號	品系符號	種	植 行 市 產 量										各品系十行總產量	每畝平均產量	兩總產量之差 (T ₁ -T ₂)	依第一淘汰標準 (746, 584) 選系結果	依第二淘汰標準 (608, 862) 選系結果	品系淘汰總結
			(每	畝	斤)	畝	斤)	畝	斤)	畝	斤)	畝						
601*	A	7	18	17	30	36	48	51	61	65	73	610	615.6	0	✓	✓	升級	
569	H	6	12	23	32	34	44	51	61	71	79	5153	59.53	203	✓	✓	升級	
585	C	8	15	20	28	38	48	50	59	70	78	6107	610.7	49	✓	✓	升級	
575	D	1	9	18	27	33	47	55	58	72	77	5861	586.1	295	✓	✓	升級	
602	F	2	10	21	29	40	41	49	63	68	74	5385	538.5	821			淘汰	
600	F	3	14	21	31	39	42	56	62	67	76	4930	493.0	1226			淘汰	
571	G	4	11	19	25	37	45	51	57	69	75	5960	596.0	196	✓	✓	升級	
584	H	5	16	22	26	35	5	53	60	66	80	5886	588.6	270	✓	✓	升級	

註：有*者為產量最高之品系。

(五) 高級試驗

(1) 試驗布置 高級試驗品系數目，經逐年淘汰，已減至十個以下，其產量之優劣，相差甚微，故此時比較淘汰之方法，更須精密。試驗布置採用拉丁方格法(Latin Square)；每試驗區包括8行，行長12尺，行距1.5尺，每單行面積為12×1.5=18平方尺，全試驗區面積為18×8=144平方尺。收穫時減去兩邊行及各行兩端一尺間之產量，以免邊際之影響，故實際收穫之面積為15×6=90平方尺；試驗區與試驗區之間設通路寬二尺。本試驗加入標準區，以資比較，其設置純依隨機原則。拉丁方格之布置分行(row)及列(Column)，各與列之數目與品系數目相同，故每品系在每一行或每一列祇

水稻青種試驗區布置及其結果之統計分析

能出現一次。茲舉 6 × 6 方格之實際布置如次：

第七圖 高級試驗試區布置圖

E	B	A	C	D	F
C	D	F	B	E	A
B	E	C	A	F	D
A	F	D	E	C	B
D	C	B	F	A	E
F	A	E	D	B	C

上圖之排列，可仍利用抽籤方法決定之。先抽定最上一區集中各品系之試區排列，以次抽定二三區集，遇有同列中品系符號重複者，則棄去另抽，如是上部二三區集中各品系之試區排列既行決定，則以下各區集中各品系之試區排列，可一索而得。

(2) 結果分析 拉丁方格布置結果之分析方法，與前述之隨機區集法，大致相同，惟此法將區集間變異分為二種，一為行間變異，一為列間變異，分別自總變異中消去之。其分析公式如次：

$$S(x - \bar{x})^2 = nS_s(\bar{x}_s - \bar{x})^2 + nS_t(\bar{x}_t - \bar{x})^2 + nS_u(\bar{x}_u - \bar{x})^2 + S(d^2) \dots\dots\dots(V)$$

其自由度為：

$$N - 1 = (n - 1) + (n - 1) + (n - 1) + (n - 1)(n - 2)$$

上式中各符號之含意如次：

- x ……任何行任何列任何品系之產量
- \bar{x}_s ……第 s 行之平均值
- \bar{x}_t ……第 t 列之平均值
- \bar{x}_u ……第 u 品系之平均值
- \bar{x} ……總平均值
- d ……剩餘偏差 ($= x - \bar{x}_s - \bar{x}_t - \bar{x}_u + 2\bar{x}$)
- n ……行數，列數，或品系數
- S_s ……各行總計
- S_t ……各列總計
- S_u ……品系總計
- S ……大總計
- N ……總試區數

實際計算時，可按下列簡式：

1. 總變異平方和

$$S(x - \bar{x})^2 = S(x^2) - N\bar{x}^2$$

$$= S(x^2) - \{S(x)\}^2 / N \dots\dots\dots (VI)$$

2. 行間變異平方和

$$nS_s(\bar{x}_s - \bar{x})^2 = nS_s(\bar{x}_s^2) - N\bar{x}^2$$

$$= S_s\{S_t(x)\}^2 / n - \{S(x)\}^2 / N \dots\dots\dots (VII)$$

3. 列間變異平方和

$$nS_t(\bar{x}_t - \bar{x})^2 = nS_t(\bar{x}_t^2) - N\bar{x}^2$$

$$= S_t\{S_s(x)\}^2 / n - \{S(x)\}^2 / N \dots\dots\dots (VIII)$$

4. 品系間變異平方和

$$nS_u(\bar{x}_u - \bar{x})^2 = nS_u(\bar{x}_u^2) - N\bar{x}^2$$

$$= S_u\{S_u(x)\}^2 / n - \{S(x)\}^2 / N \dots\dots\dots (IX)$$

5. 剩餘變異平方和

$$S(d^2) = (VI) - (VII) - (VIII) - (IX)$$

實際試驗結果，根據簡法公式，計算如次：

第十四表 高級試驗各試區產量

列 \ 行	I	II	III	IV	V	VI
1	E 510	B 820	A 875	C 520	D 470	F 700
2	C 725	D 460	F 695	B 1075	E 425	A 770
3	B 960	E 445	C 715	A 790	F 520	D 410
4	A 830	F 625	D 510	E 490	C 585	B 830
5	D 625	C 660	B 910	F 720	A 855	E 460
6	F 590	A 800	E 410	D 500	B 970	C 565

第十五表 高級試驗各試區產量減去600 之結果

列 行	I	II	III	IV	V	VI	和
1	E -100	B 200	A 275	C -80	D -125	F 100	290
2	C 125	D -140	F 95	B 475	E -175	A 170	550
3	B 360	E -155	C 115	A 190	F -80	D -160	270
4	A 280	F 25	D -90	E -110	C -15	B 280	270
5	D 25	C 60	B 310	F 120	A 255	E -140	680
6	F -10	A 200	E -190	D -100	B 370	C -58	285
和	630	210	515	495	280	165	2245

水稻育種試區布置及其結果之統計分析

(a) 改正項之計算

將第十五表之總和平方後，以總區數除之。

$$\frac{(S(x))^2}{N} = \frac{(2245)^2}{36} = \frac{5040025}{36} = 140000.6944$$

(b) 總平方和之計算

將第十五表內各值平方後相攝，求其總和，減去改正項即得。茲經算得各值平方之總和為1280925，其總平方和如下：

$$S(x^2) - \frac{(S(x))^2}{N} = 1280925 - 140000.6944 = 1140924.3054$$

(c) 行間平方和之計算

項第十五表各行之和，平方後相加，以列數除之，減去改正項。

各行之和 和之平方

290	84100
550	302500
270	72900
270	72900
680	396900
285	55225
	<hr/>
	984525

$$\frac{S_s \{S_t(x)\}^2}{n} - \frac{\{S(x)\}^2}{N} = \frac{984525}{6} - 140000.6944$$

$$= 164087.5 - 140000.6944$$

$$= 24086.8056$$

(d) 列間平方和之計算

將第十五表各列之和，平方後相加，以行數除之，減去改正項。

各列之和 和之平方

680	396900
210	44100
515	265225
495	245025
230	52900
165	27225
<hr/>	
	1031375

$$\frac{S_t \{S_s(x)\}^2}{n} - \frac{\{S(x)\}^2}{N} = \frac{1031375}{6} - 140000.6944$$

$$= 171895.8333 - 140000.6944$$

$$= 31895.1389$$

(e) 品系間平方和之計算

將第十五表各品系之和，平方後相加，以品系數除之，減去改正項。

品系符號 品系之和 和之平方

A	1320	1742400
B	1965	3861225
C	170	28900
D	-590	348100
E	-870	756900
F	250	62500
<hr/>		6800025

$$\frac{S_u \{S_u(x)\}^2}{n} - \frac{\{S(x)\}^2}{N} = \frac{6800025}{6} - 140000.6944$$

$$= 1133337.5 - 140000.6944$$

$$= 993336.8056$$

(f) 剩餘平方和之計算

由總平方和減去行間平方和，列間平方和及品系間平方，則得剩餘平方和。

$$S(d^2) = S(x - \bar{x})^2 - nS_s(\bar{x}_s - \bar{x})^2 - nS_t(\bar{x}_t - \bar{x})^2 - nS_u(\bar{x}_u - \bar{x})^2$$

$$= 114092.43054 - 24086.8056 - 31895.1389 - 993336.8056$$

$$= 91605.5553$$

以上所得各平方和，以其相當之自由度除之，則得變量。茲列變量分析表如次：

第十六表 高級試驗變量分析表

變異原因	平方和	自由度	變量	S. E.	F
行間	24086.8056	5	4817.36112		
列間	31895.1389	5	6379.02778		
品系間	993336.8054	5	198667.36112		43.375
剩餘	91605.5553	20	4580.277765	67.6777	
總計	1140924.3054	35			

比較品系間變量與剩餘變量之差異是否顯著，查F表：

$$\left. \begin{array}{l} n_1 = 5 \\ n_2 = 20 \end{array} \right\} F \begin{cases} .05 \dots\dots 2.71 \\ .10 \dots\dots 4.10 \end{cases} \quad 43.375 > 4.10 > 2.71$$

由以上之測驗，可知品系間變量與剩餘變量之差異，極為顯著。茲根據估計所得之單區標準誤差 $S (=67.6777)$ 求標準區及各品系產量間之顯著的差異標準值如次：

$$\begin{aligned}
 \text{各品系六區總產量之標準誤差} &= S \sqrt{6} \\
 \text{全上兩總產量相差之標準誤差} &= S \sqrt{6 \times 2} \\
 &= S \sqrt{12} \\
 &= 67.6777 \times 3.4641 \\
 &= 234.44232
 \end{aligned}$$

兩總產量之差是否顯著，以費歇氏 t 法測驗之，差之標準誤差自由度為20，查表 $P = .05, t = 2.086$ ，故兩總產量間顯著之差異標準值為：

$$2.086 \times 234.44232 = 489.04668$$

凡兩總產量之差大於 489.04668 者，則表示二者之生產力確屬不同。

第十七表 高級試驗標準區總產量與各品系總產量之比較及其差異百分數

		品系號	85 -	22	106	61	64	顯著之差異標準值
		品系符號	B	A	F	C	E	
標準	標準符號	總產量 (市斤)	5565	4920	3850	3770	2730	489.047
CK	D	3010	2555*	1910*	840*	760*	-280	
對於標準區總產量之差異百分數			+84.88%	+68.455	+27.907	+25.219	-9.302	

註：有 * 者為顯著之差異值。

由第十七表可知品系 85, 22, 106及61之總產量與標準區總產量比較之結果，均有顯著之差異；品系64之總產量，雖低於標準區總產量，但其差異不顯著。

第十八表 高級試驗優於標準各品系總產量比較表

品系號		22	106	61	顯著之差異標準值
	總產量(市斤)	4920	3850	3770	
85	5565	645 *	1715 *	1795 *	489.047
22	4920		1070 *	1150 *	
106	3850			80	

註：有*者為顯著之差異值

由第十八表可知除品系 106與61二者間之差異為不顯著外，其餘各品系互相間之差異均極顯著。茲為明瞭各品系間顯著之差異程度，更求出其顯著之差異百分數。

第十九表 高級試驗優於標準各品系總產量之顯著之異百分數

品系號	22	106	61
85	13.11%	44.545%	47.613%
22		27.792	30.501

(六) 摘要

(1) 水稻育種二行試驗品系數目過多時，可分組試驗。試區布置採隨機區集法，(Randomized block)，每五行內隨機設置一標準行，品系之汰選，即以標準行產量之分析結果為根據。

(2) 五行試驗品系數目過多時，仍分組試驗。試區布置採隨機區集法，不設標準行，利用全區各品系實際產量，用變產量分析法，計算單區之標準誤差(S.E.)，根據單區之標準誤差，求品系淘汰標準值。

(3) 十行試驗品系數目多過時，仍可分組試驗。試區布置採隨機區集法，不設置標準行，其結果之統計分析與五行試驗大致相同。

(4) 高級試驗試區布置採拉丁方格法(Latin's square)，設置標準區，以資比較產量，用變量分析法計算單區之標準誤差，根據單區標準誤差，求各總產量間之顯著的差異標準值，以比較各品系之生產力。

(十) 參考文獻

- (1) Fisher, R.A.(1934) - , Statistical Methods for Research Workers, 5th Edition
- (2) Fisher, R.A. and Wishart, J. (1930) - , The Arrangement of Field Experiments and the Statistical Reduction of the Results.
- (3) Eppott, L.B.C.(1931) - , The Methods of Statistics.
- (4) Love, H.H.(1932) - , Direction for rice improvement in China (中國水稻改良法), Che Kiang agriculturist, vol. 1.(新農村創刊號)
- (5) 汪厥明 (1934) - , 圃場試驗誤差及其估計理論, 國立北平大學學報農學專刊15 - 86頁
- (6) 汪厥明 (1935) - , 雷起氏移動平均法與費歇氏變量分析法之比較, 中華農學會報第 132期1-27 頁。
- (7) 汪厥明, 陳蘭田, 楊春卿(1936) - , 雷起氏法與費歇氏法之稻作質地比較試驗, 中華農學會報第 145期1-25頁。

圃場試驗原理

二六

Fisher, R.A. 原著
素心 譯述

圃場佈置之方法必須與其結果之分析法相一致；要言之，某種計算法僅能應用於某種圃場佈置。蓋各法有所據之前提，如學生氏「Z」法之必須為駢對排列是，非可妄行濫用也。考我國過去及現時各種育種方法，多為洛夫氏介紹之康乃爾大學小麥育種法修改而成，因該法為假定土壤之趨向為循序的，且利用理論標準，以解釋試驗結果，故圃場佈置為有次序的排列 (Systematic arrangement) 且有標準區之設，其得失暫置勿論，然固自有其一貫的根據也，自韋適博士 (John Wishart) 於去秋來華講演圃場試驗新法後，國人有選用變量分析法 (The analysis of Variance) 以分析由洛夫氏圃場佈置法所得之結果，未免遺皮毛之譏，爰譯此文，以供參攷，蓋原著者費歇博士乃圃場試驗新法之創始人，本文所述，言簡意賅，洵為吾等研究育種者所不可不讀者也。

譯者識

圃場試驗誤差發生之來源，主要者為土壤 (Soil heterogeneity)，此非憑空推想，乃係根據多種均度試驗 (Uniformity trial) 之結果所得之結論，為說明計茲舉 Mercer 與 Hall 二氏在 Rothamsted 試驗場之試驗為例，於小麥

藉重複區之設置以減低誤差，其結果之精確度可無限增加，對於此點，雖有人以為因重複之增加，則由於試驗地全面積亦因以增加之故，土異自以隨之增高，結果勢必達到某種限度，過此限度則重複區之增加即無補於結果之精確程度，此點似雖困難，然如備比較之各處理（或品種）能佈置於有限制之小範圍內，則因僅有此種小範圍內之自然的差異（natural irregularities）能影響於結果之故，其因增加重複所加面積之土異，所及於結果之影響自亦甚微。所謂「小範圍內土異之限制」（Local control）者。即將試驗地分成若干區集（Block）之謂，每區集內包含與處理（或品種）相等之小區，每小區即為一處理（或品種）區集之數目雖多；然因誤差之生完全由於區集內之土異而來，故即使區集加多，其土異亦無因以增加之傾向，蓋因全面積之增加所增加之土異實全可為於區集間之差異，此種差異固可在合理的試區排列條件下完全消去者也。此種事實前此之所以未予認可者，乃由於誤差估計方法之錯誤，在算術過程中未能將此種變異消去。實則此種變異在合理的圃場佈置下可由真正誤差（Real error）中消去也。此點在誤差估計問題上極為重要，要言之，圃場佈置之方

法必須與結果之分析法極端一致，對於某種圃場佈置，其結果之分析至多可有一種正確之方法，此種方法吾人必能認可而加以應用，然對此多種圃場佈置方法，其誤差估計方法之能完全正確無誤者尙未之見也。

由此可知，重複區數如能充分應用，則誤差確可減低而結果之正確亦可增加至期望程度。至少在「小範圍內土異之限制」之補助下應可達到預期之效果。他如誤差之估計，則於此須注意者，如欲使誤差之估計正確，則為求合乎誤差所據之數學理論計，除去其他消去土異影響所必需之種種限制外，各處理或品種之佈置必須為隨機之排列，試驗地之土異，可說分成以下二部：一部土異可由合理的圃場佈置而全然消去。即區集間之變異，而其他一部之差異，乃由試區之隨機排列而生，即區集內之變異，此部分即可用以估計試驗誤差，且能確實代表真正之誤差。

圃場佈置之方法，其能合乎土異之消去與誤差之正確估計二條件者，最簡單之方法為隨機區集法（Randomized blocks）與拉丁方格法（Latin Squares），其結果之分析則為變量分析法（The analysis of variance），至實際佈置與計算方法，其例甚多，於此從略。

拉丁方格法之應用及其根本問題

管 維 廉

一 緒 言

拉丁方格法之應用及其根本問題

作物生長於自然界中恒因各種環境因子之影響，而生種種之環境變異，雖不能遺傳於子代，但確可繼續影響於植物之發育，以致其遺傳性能，不為逼真表現；則吾人即不能僅憑觀察法，直接判斷各品種遺傳性之優劣，而定選種之取捨。攷作物育種試驗，每次之供試品種為數甚多，而全試驗中觀察之個數尤夥，況品種不一，土肥不齊，天氣各殊，病虫害不等，加之其他各種因子之影響如欲使作物之固有遺傳性能逼真表現，實為極難辦到之問題，為解決此項困難而謀真正遺傳性能之逼真表現，以供育種家之選擇，則試驗時之圃場佈置及其結果之統計分析尚焉。

圃場佈置之終極目的，在用合理方法，佈置所有供試品種或處理，以消去諸複雜之環境因子，使作物固有之遺傳性能充分表現，各品種之產量趨於純一，以便作種種觀察，而定各品種之去留，惟此點亦不能完全靠圃場佈置，尚須有合理而精確之結果統計分析法以完成之，否者雖有合理之圃場佈置亦終屬無用也，然合理而精確之結果統計分析法，必須先有合種結果統計分析之圃場佈置不可，故合理之圃場佈置，處處須合於結果之統計分析，否者圃場佈置為不合理，而統計分析之結果亦極難正確也。再者為結果之統計分析不根據於合理之圃場佈置，則分析結果固不可靠，而合理之圃場佈置，亦屬無用矣。故作物育於試驗中，若圃場佈置及其結果分析法有一不合理，或不能互相顧及時，試驗結果即不可靠矣。

II 拉丁方格法之圃場佈置

二九

現有之圃場佈置法固甚多，然最佳而能合乎上述條件者，首推英人費歇博士(Dr Fisher)之逢機區集法及拉丁方格法，其中尤以後者為最合理想，故本篇擇而論之，至於逢機區集法作者已有專著，行將發表，於茲不贅矣。

拉丁方格法之圃場佈置，品種排列完全逢機，任何品種祇能在一區集中佔一試區；並且任何品種祇能每橫行中佔一區，且必佔一區，又任何品種祇能在每直行中佔一區，且必佔一區，即在橫行及直行中無相重之品種，於土異之消除極為方便，且宜於作變量分析及互變量分析之統計整理，誠為最合理之圃場佈置法也。

拉丁方格法實地佈置各品種時，先規定供試品種數，然後決定出拉丁方格之基礎

式，更就基礎式而逢機作成應用之拉丁方格圖，攜至田間，劃分試區，實行播種可矣。例如有品種 ABCDE 五個作品種比較試驗，如用拉丁方格法佈置時，先決定出基礎有 5 6 個，則逢機及可能之拉丁方格數為 161280 個，於應用時再依逢機法抽出一式。以備應用，至基礎式之改組法如次：

- 一、頭行頭列暫時不動，其餘各行或各列用排列法，將各行及各列所在六位置逢機改組，以作成多種可能之拉丁方格式，以便應用。
- 二、將行端或列端之字母 A, B, C, D, E. 等名稱改變，一方以刻有 1, 2, 3, 4, 5. 等數碼之竹籤代之，一方用刻以 ABCDE 等字母之籤代之，雙方抽籤對號，便可將已定之基礎式逢機改組矣。

III 拉丁方格法試驗結果之統計分析

拉丁方格法之試驗中，如供試品種（或處理）數為 m 個，即有 m 橫行及 m 直行，共有 m^2 個單試區，又繼續試驗至 t 年時，則有 m^2t 個單試區矣。如以 x 代表產量， t 代表任何品種， s 代表任何直行， r 代表任何橫行， u 代表任何年度，更以 S 代表總計之符號，則結果之統計分析中所用之變量及互相變量分析之公式如次：

一、就 x 性質作變量分析時之平方和公式

$$S(x_{rstu} - \bar{x})^2 = S(\bar{x}_{r...} - \bar{x})^2 + S(\bar{x}_{s..} - \bar{x})^2 + S(\bar{x}_{..t} - \bar{x})^2 + S(\bar{x}_{...u} - \bar{x})^2 \\ + S(\bar{x}_{rst.} - \bar{x}_{r...} - \bar{x}_{s..} - \bar{x}_{..t} + 2\bar{x})^2 + S(\bar{x}_{..tu} - \bar{x}_{..t.} - \bar{x}_{...u} + \bar{x})^2 + S(x_{rstu} - \bar{x}_{rst.} - \bar{x}_{..tu} + \bar{x}_{..t.})^2$$

二、就 y 性質而論時，則變量分析中平方和之公式如次：

$$S(y_{rstu} - \bar{y})^2 = S(\bar{y}_{r...} - \bar{y})^2 + S(\bar{y}_{s..} - \bar{y})^2 + S(\bar{y}_{..t} - \bar{y})^2 + S(\bar{y}_{...u} - \bar{y})^2 \\ + S(\bar{y}_{rst.} - \bar{y}_{r...} - \bar{y}_{s..} - \bar{y}_{..t} + 2\bar{y})^2 + S(\bar{y}_{..tu} - \bar{y}_{..t.} - \bar{y}_{...u} + \bar{y})^2 \\ + S(y_{rstu} - \bar{y}_{rst.} - \bar{y}_{..tu} + \bar{y}_{..t.})^2$$

三、 xy 性質作互變量分析時之相乘積和公式：

$$S(y_{rstu} - \bar{y})(x_{rstu} - \bar{x}) = S(\bar{y}_{r...} - \bar{y})(\bar{x}_{r...} - \bar{x}) + S(\bar{y}_{s..} - \bar{y})(\bar{x}_{s..} - \bar{x}) \\ + S(\bar{y}_{..t} - \bar{y})(\bar{x}_{..t} - \bar{x}) + S(\bar{y}_{...u} - \bar{y})(\bar{x}_{...u} - \bar{x}) \\ + S(\bar{y}_{rst.} - \bar{y}_{r...} - \bar{y}_{s..} - \bar{y}_{..t} + 2\bar{y})(\bar{x}_{rst.} - \bar{x}_{r...} -$$

$$\bar{x}_{.s..} - \bar{x}_{..t.} + 2\bar{x}) + S(\bar{y}_{..tu} - \bar{y}_{..t.} - \bar{y}_{...u} + \bar{y})(\bar{x}_{..tu} - \bar{x}_{..t.} - \bar{x}_{...u} + \bar{x}) + S(\bar{y}_{rstu} - \bar{y}_{rst.} - \bar{y}_{..tu} + \bar{y}_{..t.})(\bar{x}_{rstu} - \bar{x}_{rst.} - \bar{x}_{..tu} + \bar{x}_{..t.})$$

四、上列三式中各項各以其相當之自由度除之，即得各種之單量及互變量，其自由度之公式如次：

$$(m^2q - 1) = (m - 1) + (m - 1) + (m - 1) + (q - 1) + (m - 1)(m - 2) + (m - 1)(q - 1) + m(mq - m - q + 1)$$

上列各式中所用符號之意義如次：

- x_{rstu} 任何單區產量。
- $\bar{x}_{rst.}$ 表同一橫行，同一直行，同一品種在q年中之單區產量平均。
- $\bar{x}_{..tu}$ 表同一品種，同一氣候下之產量平均。
- $\bar{x}_{r...}$ 表同一橫行內q年之單位產量平均。
- $\bar{x}_{.s..}$ 表同一直行內q年之單區產量平均。
- $\bar{x}_{..t.}$ 表同一品種q年之單區產量平均。
- $\bar{x}_{...u}$ 表同一氣候下之單區產量平均。
- \bar{x} 表總平均。

y性質之統計分析中所用符號之意義，大致同上，茲不重新表明矣。

如作特性相關研究或作處理或品種之子實變量改正時，須求出兩特性間之剩餘相關，判定其有意義，如為有意義時，再求部分相關及複相關，以定各特性間相關之程度，作為選種之根據，或利用費歇氏之變量改正法改正處理或品種之子實變量，使變量之義意查驗更為正確，再進而作品種或處理優劣之比較，而定取捨之標準，則試驗結果之整理庶不致大差矣。

變量分析及互變量分析表

變因	自由度	平方和	變量
氣候	$(q-1)$	$S(\bar{x}_{\dots u} - \bar{x})^2$	用自由度除平方和即得變量
橫行	$(m-1)$	$S(\bar{x}_{r\dots} - \bar{x})^2$	全
直行	$(m-1)$	$S(\bar{x}_{s\dots} - \bar{x})^2$	全
品種	$(m-1)$	$S(\bar{x}_{\dots t} - \bar{x})^2$	全
交互作用	$(m-1)(m-2)$	$S(\bar{x}_{rst\dots} - \bar{x}_{r\dots} - \bar{x}_{s\dots} - \bar{x}_{\dots t} + 2\bar{x})^2$	全
剩餘	$m(mq - m - q + 1)$	$S(\bar{x}_{rstu} - \bar{x}_{rst\dots} - \bar{x}_{\dots tu} + \bar{x}_{\dots t})^2$	全
總計	$(m^2q - 1)$	$S(\bar{x}_{rstu} - \bar{x})^2$	全
		$S(\bar{y}_{rstu} - \bar{y})^2$	

相乘積和	互變量	相關係數
$S(\bar{x}_{\dots u} - \bar{x})(\bar{y}_{\dots u} - \bar{y})$	以自由除相乘積和即得互變量	以 x, y 兩平方和之相乘之平方根除其相當之相乘積和之商即為相關的數。
$S(\bar{x}_{r\dots} - \bar{x})(\bar{y}_{r\dots} - \bar{y})$	同	同
$S(\bar{x}_{s\dots} - \bar{x})(\bar{y}_{s\dots} - \bar{y})$	同	同
$S(\bar{x}_{\dots t} - \bar{x})(\bar{y}_{\dots t} - \bar{y})$	同	同
$S(\bar{x}_{rst\dots} - \bar{x}_{rs\dots} - \bar{x}_{s\dots} - \bar{x}_{\dots t} + 2\bar{x})(\bar{y}_{rst\dots} - \bar{y}_{rs\dots} - \bar{y}_{s\dots} - \bar{y}_{\dots t} + 2\bar{y})$	同	同
$S(\bar{x}_{\dots tu} - \bar{x}_{\dots t} - \bar{x}_{\dots u} + \bar{x})(\bar{y}_{\dots tu} - \bar{y}_{\dots t} - \bar{y}_{\dots u} + \bar{y})$	同	同
$S(\bar{x}_{rstu} - \bar{x}_{rst\dots} - \bar{x}_{\dots tu} + \bar{x}_{\dots t})(\bar{y}_{rstu} - \bar{y}_{rst\dots} - \bar{y}_{\dots tu} + \bar{y}_{\dots t})$	同	同
$S(\bar{x}_{rstu} - \bar{x})(\bar{y}_{rstu} - \bar{y})$	同	同

各種變量求出後，即須作各種變量之意義查驗，以判斷其有無意義而知該變因之是否重要，其法恆用費歇氏之 Z 法。

$$Z = \frac{1}{2} \log_e \frac{S_1^2}{S_2^2} = \frac{1}{2} \log_e S_1^2 - \frac{1}{2} \log_e S_2^2$$

式中 S_1^2 為某已知變異原因所致之變量 S_2^2 為剩餘或稱誤差變量，如求出 Z 值大於依 n_1 及 n_2 在 Z 表 0.05 時之 Z 值，為有意義，否者為無意義，當 n_1 及 n_2 之值相差甚大時，為精確起見，仍須查 0.01 點 Z 而比較之，以昭慎重。

變量意義查驗之後，為品種或處理變量為有意義時，即表明品種或處理間有差異，故須舉行品種或處理優劣之比較，因各品種或處理雖有差異，未必盡有顯著之差異也，故有一一比較之必要，其法先估計各種之標準誤差，再依各品種總產量或平均產量依 t 法以判其有無顯著之差異，而定各品種或處理之優劣。

標準誤差估計表

	變 量	標 準 誤 差
單 區	σ^2	σ
mq 區之和	$mq \sigma^2$	$\sigma \sqrt{mq}$
同上兩和之差	$\sigma_{1-2}^2 = 2mq \sigma^2$	$\sqrt{2mq}$
mq 區之平均	σ^2 / mq	$\sigma \sqrt{\frac{1}{mq}}$
同上兩平均之差	$\sigma_{A-B}^2 = \frac{2\sigma^2}{mq}$	$\sigma \sqrt{\frac{2}{mq}}$

利用品種平均產量作比較時，如 \bar{x}_A 及 \bar{x}_B 代表任何兩比較品種之平均產量，則：

$$t = \frac{\bar{x}_A - \bar{x}_B}{\sigma \sqrt{\frac{2}{mq}}}$$

利用品種或處理 mq 試區總產量時，以 x_1 及 x_2 代表任何兩比較品種或處理之總產量，則

$$t = \frac{x_1 - \bar{x}_2}{6\sqrt{2mq}}$$

如自由度 $n = m(mq - m - q + 1) > 30$ 時為大樣品，則 t 大於2為有意義，否者為無意義。如 $n = m(mq - m - q + 1) < 30$ ，則為小樣品，即須依 $n = m(mq - m - q + 1)$ 之值查 t 表 $P = 0.05$ 及 $P = 0.01$ 點之 t 值。如求出 t 大於查出 t 時為有意義，否者為無意義矣。

IV 拉丁方格法之根本問題，及其補救辦法。

拉丁方格法為現時最優良之圃場試驗法，已略如前述，惟仍有某種根本問題，正待今後作物育種家之研究而解決耳，茲摘擇其重大者討論如次。

在拉丁方格法試驗中之供試品種或處理數，究以若干為合宜，實為一根本問題；因數目太多，則試地面積過大，則估計出之純質試驗誤差之精確程度，恐將因之減低，如供試品種或處理數太少更不合乎理想，故究以若干為最宜，則有待於今後之研究，然普通試驗中之困難多為品種或處理數太多，而無法用拉丁方格法排列也，欲解決此問題，則一方必努力作物特性相關之研究，求得選種根據，俾選少數優良之品種以作試驗，而免數目太多無法排列之困難，或分組試驗以免面積過大之錯誤，而謀試驗誤差之估計仍不失為純正也。

至於單區之形狀及大小問題，尤為極重要之當前問題，而有待於育種家之試驗解決也，補救之方惟在多舉行空白試驗，以定出最適之單區面積及小區形狀耳。

V 結 論

本篇之作，乃將作者有見於吾國現有圃場試驗法之不合理，及採用最合理而精確之拉丁方格法之必要，不得已乃權作此拋磚引玉之舉耳。惟作者學淺才疏，所見不廣，且乏實地工作之經驗，故錯誤之處，在所不免，望海內外作物育種先進，不吝指正。又作者所抱歉而請讀者原諒之點有三，第一，為時間及篇幅所限，無實例之說明，第二，未能將各種平方和自由度之來源說明，及費歇氏之子實變量，改正法加入。第三，於各種意義判定之原理及誤差發生原理，未能充分敘述，俾讀者一目瞭然，作者對此甚為抱歉，幸作者另外已有數篇關於育種之文字作出，雖發表者尚無多，將來當可供讀者參證耳。

(完)

1936.3.22.

尙民於都農院

作物抗病育種上之基本問題 必 忱

——作物抗病性之由來——

(一) 引言

吾人研究植物病害最終之目的，旨在謀用最簡便而有效之方法，以防治植物之病害，使自然界有用之植物，發育壯旺，質量優良，俾供吾人之利用，攷防治法中，最安全而最合宜者，厥為抗病育種，蓋植物中有具天然抗病性之品種，吾人若能選擇而引用之或以其他育種方法，改良現有品種，以增進其抗病力，則不惟可節省病害防治之經費，益且安全而易行，由是言之，植物抗病育種之研究，實為吾人今日治植物病理學者最切要之工作也。

惟吾人於研究作物抗病育種之先，又有首須明瞭者，是為作物抗病性之由來及其遺傳關係，茲所述者，側重形成作物抗病性之各種因子，若抗病性之遺傳關係，因內容較為複雜，須另以專文論之，方可略窺梗概也。

關於作物之抗病性，在事實上，常有真偽之區別，又此種性質，亦受環境要素之影響，茲擬先就此二點略述之，然後再及抗病性之各項主要基礎。

(二) 作物抗病性之真偽

作物對於病害有避病性，忍病性及真正抗病性之區別 Orton 氏 (1909) 首先將其異點辨別之，茲分別略述於次：

1. 避病性 (或迴避性) (Diseases escaping)

所謂避病性乃作物品種，時因其生理作用，或形態之變異，或因氣候及其他環境之關係，得能倖免某種病害而非其本身具有若何抗病之因子，例如 Merquis 小麥，在普通適宜情況下，常易罹穗枯病 (病菌為 *Fusarium* spp.) 若遇乾冷之年則可倖免此病，此因穗枯病菌須高溫高濕，始能生長茂盛，以逞其侵害之能也。又普通無抗稈銹病性之燕麥品種，有時因早熟之故，常得倖免銹病，此固吾人所習見者他如馬鈴薯之 early Ohio 品種及其他早熟種，普通於後期褐腐病發生前，即已成熟，倘延遲種植，則至晚夏早秋，氣候濕潤，病害蔓延，此等早熟品種，尙未及成熟，亦將首遭其殃。又 Freeman 氏曾發現大麥生長富於鹼性土壤，得常免於稈銹病菌 (*Puccinia graminis*) 之為害，因其葉面多生粉狀層 (Bloom) 故水不易粘附於葉上，而銹病菌侵入之機會少，亦非真有抗病性也，他如玉蜀黍黑穗病菌 (*Ustilago Zayae*) 蜀黍黑穗病菌 (*Sphacelotheca Sorghi*) 又發生於印度之加齊斯平原，則因播種期中溫度過高，不適於病原菌之發芽也。

作物之避病性，在栽培上，有時亦可利用之，例如在印度之本彼地方，落花生黑斑病 (*Cercospora Personata*) 於九月時普遍發生，為害甚劇，後因輸入早生種，於發病期前，即可完全收穫；因此落花生之病害問題解決，而產額即行增加，此係利用一物作避性，耳之病物例作之避病性，乃作物對於環境之一種偶然適應性，吾人

偶爾利用之則可，然此究非防病之根本辦法且引用上亦非十分安全也。

2. 耐病性(忍病性)(Diseases enduring)

耐病性云者，乃作物原有罹病之性質，然遇其生長特別壯旺組織堅強時，即可忍耐病害之侵襲，而終免於枯死或衰弱之謂，例如在日本某地咖啡原患銹病(Hemileia Vastahix)然當發育壯旺時，雖亦幾許被病，但新葉伸長甚早，即刻恢復常態，他如樹勢衰弱時，則被病後，即無恢復之機能因而全株枯死此種情形在茶樹之白藻病(Cephaleuros Virescens)亦然，倘在栽培方面，能注意肥料之施用，使樹勢增進，則亦可免除作物之病害，關於此種事例，固嘗見不鮮，例如美國北部所產之一種 Blue stem 小麥，實無多抗銹病能力，然在銹病較輕之年，能忍受輕微病害，得有相當產量，但一遇病重之年，則收量大減，如上種種事例，誠然在栽培上，吾人固未可忽略之，然此亦非安全之策也。

又關於作物之耐病性其與抗病性頗易混淆，實言之，所謂耐病抗病，吾人若不為精密之研究，則二者亦不過為免病程度上之差異而難有絕然可分之界線，關於此點吾人惟有自作物之生理上，結構上，為精密之檢查，方可判別其真偽也。

3. 抗病性(抵抗力)(Resistance)

於茲所謂抗病性，乃指寄主生理上或構造上具有特異之性狀而能抗抵某種病害之謂，換言之，即病原體侵入植物後，其發病程度甚弱，或因某種作用，而有多少阻止病原體侵入之機能，此種機能，即本文所欲述者，容後詳論之。

作物抗病作用與環境要素之關係

作物抗病性常受環境因子之影響，而起程度上之差異，此為吾人不可忽略之事實，惟關於此點，各學者之意見，頗為紛歧 Vavilov氏(1918)曾謂植物抗病品種，雖栽於不同環境中，仍不失其原有之抗病性，在小麥及薔薇內，彼發現免疫性極為固定，若此則環境要素與抵抗力似無若何關係，但 Biffen 與 Spinks 二氏則證明各種肥料對於小麥抗條銹病(Puccinia glumarum)性有顯着之影響，Stakman 與 Aamodt 則又證明各種肥料，對於小麥品種之抗稈銹病，毫無關係，又 Tisdale 氏曾報告某種亞麻品種，在平常情況下，能抵抗立枯病(Fusarium Lini)但栽培於溫室高溫之下即減少其抗病能力。同樣，Jones氏(1920)之研究，謂對發萎病(Fusarium Conglutinans woll)有抵抗力之白菜品種在土溫過高時，植株對該病輕微侵害之百分率甚高，但此種植株，對於寄生物，仍能抵抗且可繼續生長，迨土溫低降，則所有之病徵，完全消滅，既恢復固有之健康，且能照常成熟。

總之，植物有時因乾旱，凍傷，鹼害及其他種種不適宜成因，而致體質變弱，因而較在適宜狀況下易罹某種病者亦為習見之事，要之，環境要素，不僅影響於寄生；亦同時可影響於病菌也。

再各地病菌之生理小種，每各不同，植物對於某病菌之各種生理小種(Forms species)——即病菌之生理限制(Physiologic specialization)顯不一致，有為抵抗性者有內感染性者，吾人嘗見某植物在甲地能抵抗某種病害，然一旦移植於乙地則否

；即同在一地多年抗病品種，而似忽失其抗病能力者亦有之，此無他病菌新生理小種之出現而能致病於此抗病品種，非環境能使寄主本身，起物質上之若何變化而由於病菌之各種生理小種之侵害能力，每各不同也。例如 Kanred 小麥；在美國甘色斯州為抗稈透病品種，但移植於他方，常重罹稈透病，蓋因地稈透病之生理小種與在甘色斯州者不同，時能侵害此品種也。關於此類研究，學者之報告甚夥，吾人未能一一舉述，惟此問題乃吾人研究作物抗病性不可忽略者，是亦抗病育種上一大困難問題焉。

(三) 抗病性之基礎

作物抗病性之由來，換言之，即抗病性之基礎因子，歷來各學者探究甚力，而所得結果亦為紛雜，良以作物之有抗病力其原因並非單純，其中頗有多種複雜成因，互相關連，迄今仍不能確實明瞭也，茲綜合各學者之研究，將抗病性之成因，分為形態上及解剖上之性質與生理上及化學上之性質兩方面列述之：

(I) 形態上及解剖上之性質。

此類抗病性，直由於寄生在外形上或解剖上有特異之處。茲將普通認為與抗病有關之特性分舉如次：

1. 生長習性：

據 Appels 氏(1915)之研究馬鈴薯之後期褐腐病 (*Phytophthora infestans*) 殊與馬鈴薯之生長習性有關，即葉面平坦，葉小而光滑及生長不甚茂盛易於通風，大雨後易於使雨滴蒸發而乾燥迅速之品種，染感本病較難，蓋此病菌之分子部遺留葉上，須有水滴時，始放散其游走子萌發菌絲穿入氣孔始可致病也。又此病與馬鈴薯之發育歷程亦有關，早熟種之染感時期，較晚熟種為早 Miller 氏曾有研究之報告。

2. 角皮及臘質被覆物。

植物角皮被覆物之有無，與抗病性亦有相當關係，例如未成熟之蕃茄易罹果腐病 (*Macrosporium lamato*) 但成熟果實之抗病力則強，此因成熟果實之外表角質層較厚，而該病菌不易侵入也，又豌豆之基部腐爛病，(由 *Ascochyta* Sp., *Fusarium Mortu* Vas. Pisi, *Phthium* Sp. 及 *Rhizoctonia Soloni* 等(菌所致)據 Gichrist (1926) 之報告普通感染性之品種，其莖軸上部，缺少角皮之被護，抗抵性品種則角皮發達，蒸發率亦較感染性品種低 12% 云。

至植物角皮之臘質被覆者，則因減少水滴之粘附，可使病菌孢子無由存在，惟炭疽病菌等孢子則粘附力甚強，固與臘被之有無無關也。

3. 毛茸：

植物莖葉之有無茸毛，亦與抗病有相當關係柳之銹病。以有毛之種類發生較多，馬鈴薯晚褐腐病亦然，因毛有保水力，故病菌孢子萌發容易，若葡萄之黑痘病及蘋果之黑星病，則有毛之品種，多具抵抗性，又 Appel 氏研究豆科植物之豆莢受 *Ascochyta Pisi* 菌侵害時，其為有毛品種即種子藏於莢之內表皮絨毛中者，受病最多，無毛品種，則僅種子與病莢直接接觸者始受共害云。

4. 木栓質：

植物因木栓層之發育，足以防止病原菌之侵襲，榆之品種中，其木栓層厚者，各種病害之發生即少，特以受傷後為尤然，例如 Weimer 與 Harter 氏證明甘藷受傷部之外表細胞，因能形成木栓層，故能阻止致病腐菌之侵入，Wild 氏更從多方試驗，得知馬鈴薯塊莖之木栓層較厚者，其罹病數亦較少。

5. 細胞之結構

Hawkins 及 Hawey 二氏證實數種馬鈴薯之塊莖，抵抗塊基腐爛之 *Phthium Debaryanum* Nessee 病菌，由於其細胞壁對於菌係機械的刺穿，有抵抗力，菌絲刺入細胞壁之速力，因品種而異，在感染性品種24小時可進展366或468M 而在抵抗性品種，則僅102M，其菌絲經過感染性品種之一細胞需時43或50分，而於抵抗性種，則需204分云。又感染性與抗病性品種，其粗纖維之含量，亦有不同，蓋細胞含粗纖維多者，其細胞壁即行增厚，因而具有抵抗力。

又 Hursh 氏發現小麥品種是稈內具多量厚膜細胞組織 (Sclerenchyma) 者，則罹稈銹病較輕，因銹菌僅能寄生於厚角組織 (Collenchyma) 而不能侵害厚膜組織也。

6. 細胞膜之木化。

當病原菌之菌絲侵入作物之組織內時，寄生植物之細胞，為防害菌絲之進行而起種種的變化，其中之一例，如普通柔組織細胞膜之木化，使菌係不能貫通，櫻桃之抗病腫病及栗之抗網枯病即屬此類。

7. 與水量之關係。

癭腫病菌 (Nectrid) 之侵害樹木，與細胞組織內含水量之多寡有關，按該菌有需要素之特徵，倘樹木之枝幹，充滿水分水壓甚高時，菌絲即難十分發育，反之，組織內缺乏水分，同時，空氣含量多時，即適宜於菌絲之發育，結果病勢亢進。又侵害作物根部之 *Fusarium*, *Rhizoctonia* 等菌，有需要空氣之性質，在土壤濕度高時，為害輕，反之則劇，惟一般在土壤含水量多時，易罹病害，如子苗立枯病等是，凡此亦因病菌性質而異也。

8. 氣孔之構造及數目：

植物因氣孔之數目形狀及排列等之不同，對於抗病性有顯著之關係，蓋多種病菌，均自氣孔侵入也 Gobb 氏發現抗稈銹病小麥品種之氣孔，較無抗病性者之氣孔為小，Allen 女士亦報告 Kanred 小麥之氣孔較 Barri 品種者為小，故前者能抗稈銹病而後者則否，Pool 氏及 Mokay 氏指出甜菜未成熟之葉，對於 *Cercospora beticola* Sacc 之侵害，幾可免疫，因其氣孔過小，不容菌係之侵入，據氏等之研究，在具有二十個病斑之葉，其下面之氣孔長度平均為19μ，至具有二個病斑者則為16.45μ又前者之氣孔數每平方厘米1172個，後者則為1641個云。

9. 抵抗力與染色體。

依板村，木原等氏以小麥抗病性從事細胞學上之研究結果，認細胞核之染色

體，在抗病性種類與感受性種類不同茲列示：如次

- 14個染色體者，能抵抗各種誘病。
- 28個染色體者，抵抗性弱。
- 42個染色體者，感染性。

(II) 生理上及化學上之性質：

1. 花青素與黃色素。

植物之花青素 (Anthocyanin) 與黃色素 (Flavones) 等類之色素，常認為抗病性之成因。Fromme與Wingard二氏發現全紅與紅白雜色菜豆品種，能抵抗豆銹病 (*Uromyces appendiculatus*) 而全白品種則易罹病，Walker氏研究葱之鱗莖腐病 (*Colletotrichum Circinans*)，發現鱗莖片之色素，與抗病性有密切關係，又Sorauer氏曾謂紅色馬鈴薯較白色光皮品種抗病力強 Jones氏亦指明紅色粗皮馬鈴薯較白色光皮品種之抗腐病力強，但光皮白色品種，亦有具高度抗病性者。

2. 細胞之滲透壓力。

一般以為寄生菌之細胞滲透壓，必較高於其寄主，然後始能營其寄生生活，Hawkins氏證明寄生馬鈴薯甘藷，蘋果與草莓之多種病菌 (*Fusarium Oxysporum*, *Plenodomus destruens*, *Rhizopus Nigricans*, *Botrytis Cinerea*, *Sphaeropsis malorum*) 等能生長於滲透張力 (Diffusion tension) 較其寄主細胞液溶解物質為高之葡萄糖 (Glucose) 蔗糖 (Sucrose) 硝酸鉀 (KNO_3) 或硝酸鈣 ($Ca(NO_3)_2$) 之溶液中，此種現象殊為重要，蓋寄生菌能生長於此等高度滲透壓力之溶液中，其能力之所自來，大可研究也。

Brown氏及Hawey氏同意於抵抗力由抗滲透壓力說謂 *Eucharis spp* 之組織，保存膨脹時，則 *Botrytis Cenera* 之芽管不能侵入表皮，但當細胞因原形質分離而失其膨脹後，或由其他情形毀損後，則其表皮極易被該菌侵入。

3. 細胞液之酸度。

關於細胞液酸度與抗病作用之關係，學者之研究意見，各不一致 Gardner與Kendrick二氏研究蕃茄果實斑點病 (*Bactexitiosum*) 之結果，發現寄生組織中之PH值與抗病性有密切關係，因此細菌不能生長於較PH5為酸之培養基中，而蕃茄各部之PH值，子苗與葉部為6.3-6.5，青嫩果實為5.0-5.4，成熟果實為4.6，故子苗葉與青嫩果實易罹此病，則成熟果實則可免疫。在他一方面如Hawey氏發現馬鈴薯裂綽病 (Leak; *Phthium De Baryanum*) 之抗病性與酸度無甚關係，其他尚有多數學者研究亦同，總之，關於此問題之研究，有一共同之缺憾，即研究所用材料均為榨取之液汁，此實不能代表細胞之實際酸度也。

4. 單寧酸之含量：

植物固單寧酸 (Tannin) 之存在，而對於病害發生抵抗性者有之，如栗之日同枯病 (*Endothia parasitica*) 與細胞之木化，同時於內部生成單寧酸：以阻止病

菌菌絲之侵入，櫻之病腫病菌(*Valsa japonica*)倘於培養基中加入單寧，其發育即被妨害，Cook氏與 Faubenhau 氏曾謂寄生菌抗單寧酸之能力，遠不如腐生菌(Saprophytic fungi)多數植物細胞中所含單寧酸之量甚微，但多含有一種，“原子石炭酸”自病菌侵入後，即起反應，而生單寧酸或類似之物質，此種反應作用，在未成熟即被病菌侵害之梨等果實中，極為發達，結果產生多量具殺菌性之物質，而能抵抗病菌之侵害，惟此類問題，因研究尚少，目前尚難作確實之結論也。

5. 酵素作用及其他細胞內容物：

一般如酸化酵素關係呼吸作用甚巨，在抵抗性品種，其作用強烈，反之如澱粉分解酵素，蛋白質分解酵素等，則在感受性品種其作用為大，因此而有富於菌類營養之汁液，亦感染性之由來也。又 Kristofferson 氏(1921)發現由 *Phoma Sunquinolenta* *Bettrytis*，及 *Fusarium* 生理小種與其他細菌所致之紅蘿蔔根腐病，其含糖較少之機官，較含糖分多者為有抵抗性而根之轉化糖含量愈少則抗病力愈大云。

6. 生理動作與抗病性。

據多數學者研究，植物氣孔之啟合與抗病性頗有關係，Hart 女士曾研究小麥，抗稈銹病結果謂在美國 Minnesota 情況下，稈銹病菌之夏孢子萌芽管，在每晨六時以後其環境即不適宜其生存，女士發現易罹此病之小麥品種，在六時二十分以前，其氣孔早已半開，而抗病品種之氣孔則多緊閉，或僅現一小裂縫，是則植物之氣孔啟合時間，亦與抗病性有關也。

7. Marshall Ward 氏之餓死說。

據 Marshall Ward 氏對於小麥赤銹病 (*Puccinia Tritici*) 研究之結果，謂抗病性之由來，乃基於小麥之細胞與銹菌原形質兩者間之一種生理的關係，氏謂感受性品種被侵入時，寄生細胞不起枯死現象，反而產生一種抗毒素中和病菌吸器所分泌之有毒性質，細胞之機能，不衰且盛，毫無中毒現象，因此者形成一種共生作用，菌絲逐漸發達而夏孢子即行產生矣，若為免疫性或高低抗性品種，則菌絲侵入後，最初接觸菌絲之小麥葉細胞，因菌絲之毒素，立即枯死切侵入後之菌絲因不能獲得養分，致形餓死，結果小麥即可免疫。

8. E. C. Stakman 之過敏說：

依 Stakman 之說，作物抗病性之基礎，乃由於作物對於病原菌感觸敏銳，(Hyper-sensitive) 之關係，此種理論可以日人宮部，福士兩氏對於小麥赤銹病 (*Puccinia tritici*) 之試驗說明之，據兩氏之報告，謂免疫性之小麥品種，倘接種銹病菌時，在最初無顯著之變化，後則接觸菌絲部分之細胞內容，自行溶解，而能送於健全細胞，以築一有效之障壁，此種現象，並非細胞因中毒而枯死，乃寄生植物之一種自衛防禦，稱為自己消化 (Autodigestion) 在抵抗性品種，此種自發之抵抗性作用，尤為明顯，當銹病菌侵入後，雖暫時之間呈現優勢，但寄生之抵抗性，漸次增加遂完全阻止菌絲之生長，若觀察其病斑時，則見中央生二三稍大形之夏孢子堆，其周圍漸次縮小以至成完全無孢子堆之黃色半透明部，以肉眼亦可辨識

其形成之暈輪，此半透明部，Stakman氏稱爲極度敏感部 (Hypersensitive Area) 此部不爲菌絲所侵入，其內容因自己消化而幾至完全溶解，造成一種自衛之壁壘。宮部博士稱此爲極度敏感性假說 (Hypersensitive Hypothesis) 或發動的抵抗力假說 (Active-Resistance Hypothesis)；

J.G. Leach之營養食糧說。

Leach氏否認植物體有毒素抗毒素之存在，氏謂病菌有各種生理型(寄生之限制)，倘抗病乃因毒素關係，則勢必有各種各樣之毒素，然而事實並非如此，氏之意見謂抗病之由來，乃因菌病之各種生理型(例如銹菌)各有其特殊營養食糧之要求，如其植物缺乏某菌某生理型所特需之食糧時，該植物即爲抵抗力，反此則爲感受性，惟氏之此說，似偏重理論，吾人殊不敢苟同也，

綜計以上所述作物抗病性之基礎，無論其爲形態上及解剖上之性質，抑爲生理上及化學上之性質，其情形決非單純而有數多複雜之成因互相關連，且以上各學者之意見，亦非全部可靠者，此吾人不可不注意及之。

復次尚有可注意者，即植物品種間抗病性之分配依 Vavilov 氏對於穀類作物之研究，謂有一定之常規，吾人可依此而鑒別者有二：

1. 在種及屬間 (Species & genus) 可依病菌寄生之限制性，以定奪有無免疫性品種之存在，換言之，即藉寄生物之適應性，可以鑒別品種間之差異。
2. 作物品種間，各有其遺傳上之區別，如小麥之染色體數目是，吾人對於免疫性品種，即可依其特殊之遺傳地位以鑒列之。

總之，作物抗病性問題，其情形甚爲複雜，迄今各學者之仍在努力探究中，茲篇所述，不過臚舉各學者之報告。略爲申用之，藉資介紹，良以此項問題，乃從事作物抗病育種者之基礎知識，亦植物病理學上，有趣之研究也。

棉作育種之新方法

答 維 廉

棉爲主要特用作物之一，其最大用途爲利用其纖維；故於棉之改良，必須產量之增加與品質之改良同時並重，不若其他作物之僅偏重於產量之增高也。且棉爲時常異交作物，遺傳關係最極爲龐雜，選擇工作因之極爲複雜；尤以品種改良之後，選良及去劣工作各稍疏忽，則良種極易因自然雜交作用而退化，故於棉種之改良，與夫優良棉種之推廣，實爲一極困難之農業問題。夫棉作育種之困難既多，而棉作育種之進行又無一定之成法可依，宜乎各地棉作試驗者均大感棉作育種之困難也，考中國各地所用之棉作育種法，如沈宗翰氏所擬之大作育種法，譚仲約氏所擬之棉作育種法，逢肇傳氏所擬之棉作育種法，洛夫氏 (Loue) 所擬之中國棉花改良法，以及中央大學作物改良學會所擬之中美棉育種法大綱等，大都脫胎於美國康乃爾大學之小麥育種法，然該小麥育種法本身之不健全，已早爲世人所共悉，而處於被淘汰之列，何況更仿用自花授

粉之小麥育種法，而造成之異花授粉作物之棉作育種法也；則以上諸法之不合理與不能採用，可不言而喻矣。由此更可見吾國農學之落後，以及過去現在所用棉作育種法之急當改良也。吾師王堯臣先生為中國棉作學先進，早鑒於棉作育種法之缺乏，乃獨倡最新棉作育種法，首在北農試用之，理論既屬精良，成績復甚可觀，且曾發表『棉作育種新法之商榷』一文於棉業月刊上，想國人已早聆其卓見矣。撮其要點有四，茲錄之如次：（1）鈴行試驗不用對照，舉行去劣包花，觀察各系生產力及其他特性；而不必注意於各行量產之多寡。（2）株行試驗及二次遺傳試驗酌量重複，酌量包花，不用對照，試區佈置及結果之整理用移動平均法，（moving mean method）（3）三次遺傳試驗及以後之高級試驗，不用對照，酌量重複，酌量包花，並舉行隔離繁殖，試區佈置及結果之整理，用逢機區集法（Randomized Blocks method）及變量分析（Analysis of Variance）。（4）栽培試驗及混合試驗，採用拉丁方格法。（Latin Square method）。考此新法中理論固較圓滿，方法固屬改進，然仍有很多未盡善而理論已不適用之處，是作者討論此棉作育種法之本旨，亦實為作者大胆向農學界作拋磚引玉之舉耳。惟作者學識淺陋，素乏實地試驗之根據，則本新法之理論根據與實施步驟。正亦難免錯誤，望海內外棉作先進不吝指正焉。

本法擬定有初衷，既如上述，則本法所特注意之點，及與他法不同之處，亦有提前伸述之必要，茲列舉之如次：

- （一），棉作育種須產量增高及品質改良，同時並重；如有一者未臻完善，亦不能謂為已達改良之最後目的。
- （二），本育種法特別加重棉作特性相關之研究，分兩方向進行，第一，為求總相關（Total correlation），次求部分相關（Partial correlation）至相當次之多，再求複相關（multiple correlation），以決定各特性間之相關程度（Degree of correlation），第二，為利用變量及互變量分析（Analysis of variance and covariance），求出剩餘相關（Residual correlation），次求部分相關，再求複相關，則各特性間之相關情形更可逼真表現，以供吾人育種時之參考，及選種時之標準。上二法中以後者為最精確而合理，故本育種法中亦特別採用之。
- （三），初期選種根據特性相關之結果，田間觀察記錄，室內考種之比較；選採少數之單鈴，供育種試驗之用。則效能確切，工作簡便。
- （四），本育種法之田間佈置採用逢機區集法及拉丁方格法。試驗結果之整理，係採用變量及互變量分析法。即均為最新最合理之方法，以謀試驗結果分析之精確明瞭；本法可適用於中美棉之育種，惟於行株距及試區面積稍有不同耳。
- （五），本法採近於正方之單本植，以便作特性觀測及記載，且可使棉株平衡發育。又本法之前二年為預試，藉定適於本地之供試良種，並略求出各特性間之相關係數（Correlation coefficient），作以後選種之根據。且最後三年均用同一之拉丁方格法試驗之，藉以便於各種分析。又本法亦不用標準區，惟可選本地良種列入試驗中耳。

(六)，本法中關於品種優劣之判定，係根據生產力之大小，田間觀察之記載，室內考種情形及品質之優劣，以及特性相關研究之結果，作嚴格之品種優劣比較。

本法之特點已如上述。而其詳細之施用時，仍有很多未解決之問題，如行距，株距，試區面積，試區形狀，重複次數等，均有待於育種家之試驗解決；而現時則惟有各自酌量規定之耳，茲分述本育種法之詳細程序如次：

A. 預試： 預試之目的在決定出適合於本地之棉種，以供育種試驗採選單鈴之用。又求出各特性間之相關程度，作以後選種之標準，其期間暫定為二年，恰相當於普通所謂之品種觀察及品種比較，進行之步驟則如次：

第一年：即在各地收集優良棉種，在當地栽培，視各品種有無退化，是否適於當地風土；及有無特殊之病虫害；並酌量作特相關之研究，以作選種標準。本年之試驗工作如次：

(1)，供試品種之採選： 開始試驗前，先決定試驗中棉或美棉，再分別進行之。

其法先預定五種乃至十種中棉或美棉，供試驗之用，各品種須為著名之優良品種，或為能代表某地棉作之品種，中棉方面為百萬棉，鷄脚棉，義縣棉，晉縣棉，靈寶棉，江陰白籽棉，邢台棉，餘姚棉，小白花棉，正定大棉等。美棉方面如 Irice 棉，acala 棉，King 棉，Colleg NO 1，Long Staple 棉，cleveland 棉，Delfos 棉，Foster 棉 stone vill 棉，根據特性相關之知識，於八九月間至各棉區，參照田間生長狀況，每品種內採選 50 - 100 個單鈴，每鈴裝一小紙袋內，共裝一大紙袋內。袋上記出品種名及採種地名。無須分記各單鈴之號數，攜回後晒乾之，更行室內考種，注意絨長，衣分，衣指，籽指，整齊度，鈴重，籽花重，病虫害，及種子純潔度。決選 30 - 50 個單鈴分別脫絨，每品種之當選種子共裝原大紙袋內，袋外更註明當選字樣，加樟腦粉少許，妥善保藏之。

(2)，試地之選擇： 試地須平坦，土肥均一，排水佳良，灌溉便利；無病虫害之害，無水旱風霜之災；且須管理方便，位於棉區之適中地帶，庶將來之純種推廣不致失敗。

(3)，種子預措： 播種前用濃硫酸浸種，俟短絨脫落，即取出用清水洗淨之。稍涼之即可播種，播種時可加入大豆一二粒，信穀少許，以助棉苗出土，以殺棉根害蟲。

(4)，田間佈置： 試區佈置用逢機區集法或拉丁方格法，先作成種植計劃書，定妥各品種之田間排列狀況，以及保護行數及區間走道之寬度；更定出試區面積及形狀，以及行距株距等，繪成詳明之種植圖。

單區中採近於正方之單本植，每區株數須相等，試區面積臨時規定之。惟特性觀察必須根據區內部至少 20 - 30 株。試區中之行株距可暫定為如次，中棉行距為二市尺。株距為一市尺半；美棉行距為二市尺半，株距為二市尺。依此距離採穴播，每穴下種三四粒；出苗一二週後，施行間苗，拔去劣苗而留一最

健全者。此種行株距之規定僅可認為暫時之一例。而不能即作為播種之標準也。

- (5), 田間觀察：注意早熟性，適應性，抵抗性，有無特殊之病蟲害，棉株生長之狀況等。並依定欲研究之相關性質，就所選定之各棉株，詳作特性之觀測記載：如鈴長，鈴數，莖高，全株重，鈴殼重等，鈴殼鈴重等性質係各株之平均。
- (6), 每區中自花授粉數株，其株數以足供翌年試驗為度，其法多用紙牌夾花，該株須為該區中之最佳者。
- (7), 收穫：依成熟期之早晚，分區收穫，嚴防花絮落地，各擇定棉株之籽花，須先分別稱每鈴籽花重，裝入一小紙袋，然後記明全株收量，共裝一大紙袋內，記明品種號及區號，不可混亂。作為相關研究及品種生產力比較之根據。另外更須記載各試區之全產量，以便參考。
- (8), 室內考種：以各選定棉株之產量為標準，測定絨長，衣分，衣指，籽指，然曲度，細度，光澤，絨色，韌度等，以及其他相關研究中需要之性質。
- (9), 利用每試區之曾經觀察特性之各株之籽花重或全區總籽花重，作變量及互變量分析，行意義之查驗，估計試驗誤差，作產量比較，定出品種生產力之高下。更參照各品種之觀察記載，考種結果，及相關研究之知識，作品種選擇，淘汰各不良品種。更加意保藏各當選品種之種籽，此時各當選品種之種籽可分別混裝一袋內，更經選種，以備次年播種之用。
- (10), 以上工作完畢後，即可利用空餘之時間，取出觀測所得之材料，作特性相關之計算，其法，於不去消土異，品種差異，氣候影響等之影響時，即可直接求各特性間之總相關，部分相關，及複相關，於消去土異，品種，氣候等影響時，即利用變量及互變量分析，求各特性間之剩餘相關，更求部分相關及複相關，以消去其他有直線關係之因子，藉作以後選種之根據。
- (11), 變量及互變量分析方程式：關於逢機區集法及拉丁方法之理論與應用，以及變量分析，互變量分析，與相關係數計算法等，本文理當論述；惟以篇幅所限，實難盡述。茲列各項計算之公式如次：

就逢機區集法而論：

Ⅰ. 變量分析：以x及y二性質為例。

$$S(x_{stu} - \bar{x})^2 = S(\bar{x}_{s..} - \bar{x})^2 + S(\bar{x}_{.t.} - \bar{x})^2 + S(\bar{x}_{..u} - \bar{x})^2 + S(\bar{x}_{st.} - \bar{x}_{s..} - \bar{x}_{.t.} + \bar{x})^2 + S(\bar{x}_{s.u} - \bar{x}_{s..} - \bar{x}_{..u} + \bar{x})^2 + S(\bar{x}_{.tu} - \bar{x}_{.t.} - \bar{x}_{..u} + \bar{x})^2 + S(x_{stu} - \bar{x}_{st.} - \bar{x}_{s.u} - \bar{x}_{.tu} + \bar{x}_{s..} + \bar{x}_{.t.} + \bar{x}_{..u} - \bar{x})^2$$

$$S(y_{stu} - \bar{y})^2 = S(\bar{y}_{s..} - \bar{y})^2 + S(\bar{y}_{.t.} - \bar{y})^2 + S(\bar{y}_{..u} - \bar{y})^2 + S(\bar{y}_{st.} - \bar{y}_{s..} - \bar{y}_{.t.} + \bar{y})^2 + S(\bar{y}_{s.u} - \bar{y}_{s..} - \bar{y}_{..u} + \bar{y})^2 + S(\bar{y}_{.tu} - \bar{y}_{.t.} - \bar{y}_{..u} + \bar{y})^2$$

$$S(y_{stu} - y_{st.} - \bar{y}_{s.u} - \bar{y}_{.tu} + \bar{y}_{s..} + \bar{y}_{.t.} + \bar{y}_{..u} - \bar{y})^2 + S(y_{stu} - y_{st.} - \bar{y}_{s.u} - \bar{y}_{.tu} + \bar{y}_{s..} + \bar{y}_{.t.} + \bar{y}_{..u} - \bar{y})^2$$

各種平方和以其相當之自由度 (Degree of freedom) 除之，即得各種之變量 (Variance)，以剩餘自由度除剩餘平方和即得剩餘變量，是為誤差變量，開方後即為單區之標準誤差 (Standard Error)。

上二式之自由度於有 m 品種，重複 n 次，試驗 q 年時，則自由度之方程式如次：

$$(mnq-1) = (m-1) + (n-1) + (q-1) + (m-1)(n-1) + (m-1)(q-1) + (n-1)(q-1) + (m-1)(n-1)(q-1)$$

II. 互變量分析：

$$S(x_{stu} - \bar{x})(y_{stu} - \bar{y}) = S(\bar{x}_{s..} - \bar{x})(\bar{y}_{s..} - \bar{y}) + S(\bar{x}_{.t.} - \bar{x})(\bar{y}_{.t.} - \bar{y}) + S(\bar{x}_{..u} - \bar{x})(\bar{y}_{..u} - \bar{y}) + S(\bar{x}_{st.} - \bar{x}_{s..} - \bar{x}_{.t.} + \bar{x})(\bar{y}_{st.} - \bar{y}_{s..} - \bar{y}_{.t.} + \bar{y}) + S(\bar{x}_{s.n} - \bar{x}_{s..} - \bar{x}_{..u} + \bar{x})(\bar{y}_{s.u} - \bar{y}_{s..} - \bar{y}_{..u} + \bar{y}) + S(\bar{x}_{.tu} - \bar{x}_{.t.} - \bar{x}_{..u} + \bar{x})(\bar{y}_{.tu} - \bar{y}_{.t.} - \bar{y}_{..u} + \bar{y}) + S(x_{stu} - \bar{x}_{st.} - \bar{x}_{s.u} - \bar{x}_{.tu} + \bar{x}_{s..} + \bar{x}_{.t.} + \bar{x}_{..u} - \bar{x})(y_{stu} - \bar{y}_{st.} - \bar{y}_{s.u} - \bar{y}_{.tu} + \bar{y}_{s..} + \bar{y}_{.t.} + \bar{y}_{..u} - \bar{y})$$

以各自由度除上式各相乘積和，即得各種之互變量，(Covariance)，上式

之自由度如次：

$$(mnq-1) = (m-1) + (n-1) + (q-1) + (m-1)(n-1) + (m-1)(q-1) + (n-1)(q-1) + (m-1)(n-1)(q-1)$$

III. 相關係數之計算公式：總相關係數，部分相關係數，及複相關係數等之計算公式，普通生物統計書中均可查出，僅將變量及互變量分析之相關係數計算公式寫出，以便試驗者之應用。

氣候所致之相關。

$$r_{..u} = \frac{S(\bar{x}_{..u} - \bar{x})(\bar{y}_{..u} - \bar{y})}{\sqrt{S(\bar{x}_{..u} - \bar{x})^2 S(\bar{y}_{..u} - \bar{y})^2}}$$

土異所致之相關。

$$r_{s..} = \frac{S(\bar{x}_{s..} - \bar{x})(\bar{y}_{s..} - \bar{y})}{\sqrt{S(\bar{x}_{s..} - \bar{x})^2 S(\bar{y}_{s..} - \bar{y})^2}}$$

品種所致之相關。

$$r_{.t.} = \frac{S(\bar{x}_{.t.} - \bar{x})(\bar{y}_{.t.} - \bar{y})}{\sqrt{S(\bar{x}_{.t.} - \bar{x})^2 S(\bar{y}_{.t.} - \bar{y})^2}}$$

交互作用所致之相關。

氣候與土異之交互作用所致之相關

$$r_{s.u} = \frac{S(\bar{x}_{s,u} - \bar{x}_{s..} - \bar{x}_{..u} + \bar{x})(\bar{y}_{s,u} - \bar{y}_{s..} - \bar{y}_{..u} + \bar{y})}{\sqrt{S(\bar{x}_{s,u} - \bar{x}_{s..} - \bar{x}_{..u} + \bar{x})^2 S(\bar{y}_{s,u} - \bar{y}_{s..} - \bar{y}_{..u} + \bar{y})^2}}$$

氣候與品種之交互作用所致之相關。

$$r_{.tu} = \frac{S(\bar{x}_{.tu} - \bar{x}_{.t.} - \bar{x}_{..u} + \bar{x})(\bar{y}_{.tu} - \bar{y}_{.t.} - \bar{y}_{..u} + \bar{y})}{\sqrt{S(\bar{x}_{.tu} - \bar{x}_{.t.} - \bar{x}_{..u} + \bar{x})^2 S(\bar{y}_{.tu} - \bar{y}_{.t.} - \bar{y}_{..u} + \bar{y})^2}}$$

土異與品種之交互作用所致之相關。

$$r_{st.} = \frac{S(\bar{x}_{st.} - \bar{x}_{s..} - \bar{x}_{.t.} + \bar{x})(\bar{y}_{st.} - \bar{y}_{s..} - (\bar{y}_{.t.} + \bar{y}))}{\sqrt{S(\bar{x}_{st.} - \bar{x}_{s..} - \bar{x}_{.t.} + \bar{x})^2 S(\bar{y}_{st.} - \bar{y}_{s..} - \bar{y}_{.t.} + \bar{y})^2}}$$

剩餘相關。

$$r_e = \frac{S(x_{stu} - \bar{x}_{st.} - \bar{x}_{s,u} - \bar{x}_{.tu} + \bar{x}_{s..} + \bar{x}_{.t.} + \bar{x}_{..u} - \bar{x})(y_{stu} - \bar{y}_{s,u} - \bar{y}_{st.} - \bar{y}_{.tu} + \bar{y}_{s..} + \bar{y}_{.t.} + \bar{y}_{..u} - \bar{y})}{\sqrt{S(x_{stu} - \bar{x}_{st.} - \bar{x}_{s,u} - \bar{x}_{.tu} + \bar{x}_{s..} + \bar{x}_{.t.} + \bar{x}_{..u} - \bar{x})^2 S(y_{stu} - \bar{y}_{s,u} - \bar{y}_{st.} - \bar{y}_{.tu} + \bar{y}_{s..} + \bar{y}_{.t.} + \bar{y}_{..u} - \bar{y})^2}}$$

總相關係數。

$$r_r = \frac{S(x_{stu} - \bar{x})(y_{stu} - \bar{y})}{\sqrt{S(x_{stu} - \bar{x})^2 S(y_{stu} - \bar{y})^2}}$$

上列各式中符號之意義如次：

- x_{stu} 任何單區產量。
- $\bar{x}_{st.}$ 同一品種，同一區集內之產量平均。
- $\bar{x}_{s,u}$ 同一區集同一氣候下之產量平均。
- $\bar{x}_{.tu}$ 同一品種，同一氣候下之產量平均。

- $\bar{x}_{s..}$ 同一品種產量平均。
- $\bar{x}_{.t.}$ 同一區集內產量平均。
- $\bar{x}_{..u}$ 同一氣候下產量平均。
- \bar{x} 總平均。
- s 總計之符號。
- r 相關係數。
- t 表品種或處理，共有m個品種。
- s 表區集，重複到n次。
- u 表氣候或年度，共試驗q年。
- y 性質方面者亦大致相仿，讀者一索即得。

就拉丁方格法而論。

I. 變量分析：所用符號除以 r 表橫行，s 表直行外。其餘大致同前，茲列分析之公式如次：

$$S(x_{rstu} - \bar{x})^2 = S(x_{r..u} - \bar{x}_{..u})^2 + S(\bar{x}_{.s.u} - \bar{x})^2 + S(\bar{x}_{..t.} - \bar{x})^2 + S(\bar{x}_{..u} - \bar{x})^2 + S(x_{..tu} - \bar{x}_{..t.} - \bar{x}_{..u} + \bar{x})^2 + S(x_{rstu} - \bar{x}_{r..u} - \bar{x}_{.s.u} - \bar{x}_{..tu} + 2\bar{x}_{..u})^2$$

$$S(y_{rstu} - \bar{y})^2 = S(\bar{y}_{r..u} - \bar{y}_{..u})^2 + S(\bar{y}_{.s.u} - \bar{y}_{..u})^2 + S(\bar{y}_{..t.} - \bar{y}_{..u})^2 + S(\bar{y}_{..u} - \bar{y}_{..u})^2 + S(\bar{y}_{..tu} - \bar{y}_{..t.} - \bar{y}_{..u} + \bar{y})^2 + S(y_{rstu} - \bar{y}_{r..u} - \bar{y}_{.s.u} - \bar{y}_{..tu} + 2\bar{y}_{..u})^2$$

上二式中各平方和之自由度如次：

$$(qm^2 - 1) = q(m-1) + q(m-1) + (q-1) + (m-1) + (m-1)(q-1) + q(m-2)(m-1)$$

II. 互變量分析：

$$S(x_{rstu} - \bar{x})(y_{rstu} - \bar{y}) = S(\bar{x}_{r..u} - \bar{x}_{..u})(\bar{y}_{r..u} - \bar{y}_{..u}) + S(\bar{x}_{.s.u} - \bar{x}_{..u})(\bar{y}_{.s.u} - \bar{y}_{..u})$$

$$\begin{aligned}
 &+S(\bar{x}_{\dots t}, \bar{x}_{\dots t}) (\bar{y}_{\dots t}, -\bar{y}) + S(\bar{x}_{\dots u} - \bar{x}) (\bar{y}_{\dots u} - \bar{y}) \\
 &+ S(\bar{x}_{\dots tu} - \bar{x}_{\dots t}, -\bar{x}_{\dots u} + \bar{x}) (\bar{y}_{\dots tu} - \bar{y}_{\dots t}, - \\
 &\quad \bar{y}_{\dots u} + \bar{y}) + S(x_{rstu} - \bar{x}_{r..u} - \bar{x}_{.s.u} - \bar{x}_{..tu} + 2\bar{x} \\
 &\quad \dots u) (y_{rstu} - \bar{y}_{r..u} - \bar{y}_{.s.u} - \bar{y}_{..tu} + 2\bar{y}_{\dots u})
 \end{aligned}$$

III. 相關係數之計算公式：

氣候：

$$r_r = \frac{S(\bar{x}_{\dots u} - \bar{x})(\bar{y}_{\dots u} - \bar{y})}{\sqrt{S(\bar{x}_{\dots u} - \bar{x})^2 S(\bar{y}_{\dots u} - \bar{y})^2}}$$

品種：

$$r_t = \frac{S(\bar{x}_{\dots t}, -\bar{x})(\bar{y}_{\dots t}, -\bar{y})}{\sqrt{S(\bar{x}_{\dots t}, -\bar{x})^2 S(\bar{y}_{\dots t}, -\bar{y})^2}}$$

橫行：

$$r_r = \frac{S(\bar{x}_{r..u} - \bar{x}_{\dots u})(\bar{y}_{r..u} - \bar{y}_{\dots u})^2}{\sqrt{S(\bar{x}_{r..u} - \bar{x}_{\dots u})^2 S(\bar{y}_{r..u} - \bar{y}_{\dots u})^2}}$$

直行：

$$r_s = \frac{S(x_{.s.u} - \bar{x}_{\dots u})(\bar{y}_{.s.u} - \bar{y}_{\dots u})^2}{\sqrt{S(x_{.s.u} - \bar{x}_{\dots u})^2 S(\bar{y}_{.s.u} - \bar{y}_{\dots u})^2}}$$

氣候與品種之交互作用：

$$r_{\dots tu} = \frac{-S(\bar{x}_{\dots tu} - \bar{x}_{\dots t}, -\bar{x}_{\dots u} + \bar{x})(\bar{y}_{\dots tu} - \bar{y}_{\dots t}, -\bar{y}_{\dots u} + \bar{y})}{\sqrt{S(\bar{x}_{\dots tu} - \bar{x}_{\dots t}, -\bar{x}_{\dots u} + \bar{x})^2 S(\bar{y}_{\dots tu} - \bar{y}_{\dots t}, -\bar{y}_{\dots u} + \bar{y})^2}}$$

剩餘相關

$$r_e = \frac{S(x_{rstu} - \bar{x}_{r..u} - \bar{x}_{.s.u} - \bar{x}_{..tu} + 2\bar{x}_{\dots u})(y_{rstu} - \bar{y}_{r..u} - \bar{y}_{.s.u} - \bar{y}_{..tu} + 2\bar{y}_{\dots u})}{\sqrt{S(x_{rstu} - \bar{x}_{r..u} - \bar{x}_{.s.u} - \bar{x}_{..tu} + 2\bar{x}_{\dots u})^2 S(y_{rstu} - \bar{y}_{r..u} - \bar{y}_{.s.u} - \bar{y}_{..tu} + 2\bar{y}_{\dots u})^2}}$$

總相關係數：

$$r = \frac{S(x_{rstu} - \bar{x})(y_{rstu} - \bar{y})}{\sqrt{S(x_{rstu} - \bar{x})^2 S(y_{rstu} - \bar{y})^2}}$$

第二年：上年當選之 5-7 個優良品系，仍有舉行嚴格觀察比較之必要。故復利用上年當選品系之自花授粉株之種籽，以拉丁方格法試驗之，茲述其實施步驟如次：

1. 田間佈置用拉丁方格法，試區面積，試區形狀，行株距，區間走道，試地面積，保護行數等均臨時規定之。仍採近於正方之單本植。作成種植計劃書，及詳細之田間種植圖。
 2. 田間觀察記載大致同前。仍須另定研究之相關特性，詳作特性觀測記載，以備農閒時計算之用。
 3. 每區仍選最優數株夾花。收穫法大致同前，產量記載仍分每區 20-30 株產量及全區量兩種。
 4. 室內攷種大致同前。
 5. 利用各區全產量或數自交株產量；作變量及互變量分析，嚴行品種生產力比較；並參照田間觀察記載，室內攷種結果，及相關研究之知識，作嚴格之選種。選出一種比較良好而最適合於本地風土之品種，供作純系育種 (Pure Line Breeding) 之材料。更在此當選品種之自交株內，依據相關研究之知識，及室內攷種之結果，選取最優單鈴 100-150 個，每單鈴作為一品系供純系育種之用，分別妥善保藏其種子。
 6. 利用觀測所得之材料，盡量作詳細之相關研究，非但可作選擇品種之標準，且可校正結果分析之正確否。
 7. 當選品種之自交種籽，即為用普通栽培法繁殖之，翌年將其種籽暫向附近農家推廣，以作尚未育成新種前之補救辦法。惟次年即須收回之。
- B. 純系育種試驗之程序：此純系非為遺傳學 (Genetics) 所謂之純系，乃係實用上之純系。即可利用自交及選擇兩作用，漸次形成對某數性質已變為純質。而達理想標準之品種。本程序暫定為七年，前四年稱初級試驗，第一年為鈴行試驗，每單鈴之種籽種一行，目的在淘汰品系及繁殖種籽。每年均以較優之當選品系暫向附近農家推廣。替回上年推廣之種籽。後三年為高級試驗，完全用同一之拉丁方格法試驗之。茲述進行之程序如次：

(一) 初級試驗：

第一年：即為普通所謂之鈴行試驗，其目的在淘汰品系及繁殖種子。

1. 田間種植：逢機種植，不加重複，即就上年當選之 100-150 個單鈴中，每鈴取三分之二種籽種為一行，行長須相等。每穴下種二三粒，出苗後苗健苗一株，每行約種 10-15 株。種籽預措及種植方法同前。行距，株距，行長等臨時規定之。
2. 田間觀察：注意生長情形式，發育狀況；有無特殊之病虫害，早熟性，抗風雨力，及鈴重等分別記之。
3. 根據特性相關研究之知識，田間觀察記載，每行選出數株，使其自花授粉，以便觀測比較，及傳種之用，如某行根本無當選之望時，可省夾花手續。

4. 收穫各自花授粉株之自交單鈴，分裝一小紙袋內，將一株之單鈴袋入大紙袋內。並記出全株及全行之籽花產量。

5. 室內攷種大致同前，惟須較前更為嚴格。

6. 根據室內攷種結果，田間記載情形，以及產量比較之結果，並參照特性相關研究知識。作嚴格之品系選擇，當選品系以50—70為宜。凡當選品系之數株自交種籽，即可混裝一袋內，妥為保藏之。袋外須註明品種名及品系號。

第二年：上年當選之50—70系，依次編號，作成記載表。每十系作為一組，共分成5—7組，分別用逢機區集法試驗之。重複五六次，每區種三行，行長須參照試地面積及供試種籽之多少而定。行距，株距，試區面積亦須臨時規定之。仍採近拉正方之單本植，餘者同前。

1. 田間觀察亦大致同前，惟更須注意有無突變及其他異狀發生。

2. 依田間生長狀況及特性相關之知識，每區選出最優數株，加以標誌，使其自交。

3. 每組分別作一二組之特性相關研究，即利用變量及互變量分析，作詳盡之相關研究，消去各有關因子之影響。

4. 收穫須分期分區行之，不可使花絮落地，致傷品質，其產量記載則每區仍分數自交株產量及全區總產量兩種。最好計算全區產量與數自交株產量間之純淨相關係數，視其能否以該數株產量代表全區產量。如相關甚大，則不特試驗工作大省，且亦甚合理想也。

5. 某區欲作某種特性相關研究時，即特作某數性質之觀測記載，最好以數自交株為準，則省工多多矣。

6. 各組分別依全區產量或數自交株產量，作變量及互變量分析，行嚴格之產量比較，以定各品系產量之大小，並計算各種之相關係數。

7. 室內攷種大致同前，惟隨時須除去受病虫害之棉鈴及種籽，作成攷種記載表，以備選種時之參考。

8. 良種選擇：根據下列四項，作嚴格之品系選擇，最後決選30—40個優良品系。

(一)，田間觀測記載。

(二)，室內攷種結果。

(三)，品系產量比較。

(四)，相關研究之知識。

每一當選品系之自交種籽可混裝一紙袋內，記明品系號，保存於適宜處所，以備下年播種之用。

第三年：上年當選之30—40個品系，分為三組或四組試驗之。每系種籽在未浸種前，再加以選擇，除去有病虫害或未充分成熟之種籽，然後即可浸種。以備種植。

1. 各組之田間佈置用逢機區集法，在種植前先作成詳細之播種計劃書，並繪出田間種植圖。試區面積，形狀，及行株距等，均以臨時規定為佳，播種及間苗方法仍同前。

3. 田間觀察大致同前，均係對全區各株而言。
3. 根據田間觀察記載，及特性相關知識，每區選出數株，使其自花授粉，並依欲作特性相關研究之性質，詳作特性觀測記載之。
4. 收穫法亦大致同前，仍分全區產量及數株產量二種，以籽花重為準，數自交株之籽花須分別保留以備室內攷種及下年種植之用。
5. 室內攷種亦大致同前。
6. 利用各組之產量記載，作變量及互變量分析，嚴行品種生產力之比較；更就特性觀測記載表，詳作特性相關之研究。
7. 良種選擇：根據下列四項，嚴行品種比較，最後決選優良品系10 - 20個。
 - (一)，田間觀察記載。
 - (二)，室內攷種結果。
 - (三)，產量比較之優劣。
 - (四)，特性相關之知識。

每當選品系之所有自交株之種籽，共存於一紙袋內，供下年育種試驗之用。

第四年：上年當選之10 - 20個優良品系，分爲一組或二組試驗之，每組約仍爲十個品系。每系種籽在未浸種前，仍須加以選擇，除去有病虫害及未完熟之種籽，然後浸種播種較爲安全矣。

1. 田間佈置用逢機區集法，重複7 - 8次，播種及管理方法仍大致同前。
2. 田間觀察同前，然以組數減少，觀察尤當精確，惟田間觀察記載表，以篇幅所限，不能加入，試驗者可自行規定之。
3. 每區根據田間觀察及特性相關之知識，嚴選數株，使其自花授粉，並觀察其重要特性。
4. 收穫須分期行之，務嚴防花絮落地及籽花混雜。產量記載仍分全區產量及數株產量二種，如已知數株產量確可代表該試區總產量時，即可僅記該數自交株之產量矣。
5. 室內考種以該數自交株爲準，所注意事項亦大致同前，惟應更加嚴格行之，詳作記載表。
6. 利用各該數株之產量或每試區之總產量，以及其他特性觀測記載，作變量及互變量分析，嚴行產量比較及各特性間相關研究。
7. 良種選擇：根據下列四項，選出5 - 10個優良品種。
 - (一)，產量比較之結果。
 - (二)，田間觀察之記載。
 - (三)，室內考種之結果。
 - (四)，特性相關之知識。

將各當選品系之各該數自交株之種籽裝入一紙袋內，善爲保存，以備下年播種之用。

8. 本年當選品種之多餘種籽，已為比較優者，可用普通栽培法繁殖之，以暫時推廣於民間，俟下年再行收回而另代以新種籽。

(二)高級試驗：高級試驗共為三年，此三年中雖均行產量比較與品質比較，定各品系之優劣；但不淘汰劣種，且此三年中之田間佈置法均完全相同，以便消去年度或氣候之影響，以免一年結果之不可靠。

第五年：上年當選品系之種籽，在未浸種前，均須加以選擇，除去有病蟲害及未成熟之種籽，再行浸種，以備播種之用。

1. 所有當選之 5—10 個品系，用一拉丁方格法試驗之。先作成種植計劃書及播種圖，小區形狀宜為正方。其面積及行距株距等，均以臨時規定為佳，播種及管理方法仍同前。
2. 依種植圖將試地區劃，並放種子袋於應在之試區中插以木牌，校對無誤，即可開始播種。
3. 田間觀察大致同前。
4. 每區仍選數株使其自花授粉，並觀測其重要特性而記載之。
5. 收穫法仍同前。每區數自交株之籽花須裝一大紙袋內保存之，袋上記明區號及籽花重。
6. 室內考種大致同前，均須嚴格行之，作成記載表，以判定品質之優劣，及作特性相關之研究。
7. 利用各區數自交株產量及其他特性觀測值，作變量及互變量分析，嚴行品系產量比較及特性相關之研究。
8. 良種選擇：根據上年所用四項，決定最優及次好之品系，作表記載比較之結果，但不加淘汰，更繼續用同法試驗之，以覘氣候之影響若何，而定出真正優良之品系。
9. 所有各品種之自交種籽，分別裝入大紙袋內，妥為保存，共下年播種之用。播種多餘之種籽，即混於一處，用普通栽培法繁殖之，用其種籽換回上年推廣之種籽。然在繁殖區中須注意去劣。以防其優良性質之退化。

第六年：上年各品系之種籽，更加選擇，除去有病蟲害及未完熟之種籽，再行浸種，以便下種。一切試驗方法完全重複上年，即均完全相同，故可仿行，而無再重複申述之必要矣。至本年試驗之結果仍用上年之方法整理之，記明比較之結果，以作最後之判定惟仍不淘汰品系。

本年播種多餘之種籽，仍用普通栽培法繁殖之，收得之種籽用以換回上年推廣於民間者。田間仍須注意工作之優劣。

第七年：上年各品系之種籽，更加選擇，除去有病蟲害及未成熟之種籽，再行浸種，以備下種。試驗方法完全與上二年同，試驗結果之整理亦均與上年同，至各種比較之結果，仍須列表記載之，播種多餘之種籽仍繁殖推廣之。

七年終了之後，試驗可謂暫告一段落，故須合以上三年試驗之結果，用變量及

互變量分析之，消去氣候，土異品種以及各種交互作用之影響，行嚴格之品系產量比較，及特性相關之研究。更參照三年中各單年之比較結果，如產量比較，田間觀察記載，室內考種，及相關研究之結果等，決定出最優及次好之品系，分別保留其種籽，以最優者作大規模之繁殖，以推廣於民間，實行地方純種主義，以保良種之不易退化，更須詳授農民以選去劣之方法，俾農民有自行保管此改良品種之必要知識。

在高級試驗時及以後各年中即行純種繁殖，純種推廣，及進行更精密之試驗，或作其他之栽培試驗，如播種期試驗，摘心試驗，距離試驗，肥料試驗，空白試驗等。

結論：本文為應棉作育種法之需要而作，雖較改善，仍有許多未解決之問題，急待於棉作育種專家之共同解決又本文為篇幅及時間所限，不能插入下列四項

1. 作物特性相關之研究法。
2. 逐機區集法之圃場佈置及其結果之整理法。
3. 拉丁方格法之圃場佈置及其結果之整理法。
4. 變量及互變量分析法之理論與應用。

使讀者對本育種新法作充分之瞭解，作者甚為抱歉，所幸以上四者，作者均有專著，正在校閱中，不久將公佈於世，供讀者參考，且關於此類文字亦常見於各大農學雜誌上，復有專門之作物育種及生物統計學書籍，可供參考，想學者對此法不難透測明瞭矣。

(完)

參考文獻

- 王堯臣先生：棉作育種新法之商榷。
北農棉作試驗簡報。
- 汪厥明先生：圃場試驗誤差及其估計之理論。
雷起氏移動平均法及費歇氏變量分析法之比較。
雷起氏法與費歇氏法之稻作實地比較試驗。
- 程侃聲先生：棉作距離試驗之研究。
棉作育種計劃大綱。
- 沈宗瀚先生：中棉育種法之商榷。
- 馮肇傳先生：棉作改良事業中之幾個重要問題。
- 譚仲鈞先生：南通大學改良鷄腳棉之經過及今後育種之設計。
- 朱仙舫先生：紡織工程上所需棉纖維之要性。
- 崔伯棠先生：選擇棉花之方法及應注意之點。
- 涂治先生：田間技術之試驗新法。
- 洛夫先生：中國棉花改良法。
- 蕭輔先生：棉作田間技術之研究。

- 華興龍先生： 農藝研究之統計方法。
- 孫逢吉先生： 解釋田間試驗結果之貝氏新修改法。
- 周熙彬先生： 水稻特性間相關之研究。
- 唐傑侯先生： 小麥特性間部分相關之研究。
- 棉 作者即將刊行之著述：
- 作 農業遺傳學，（譯本）
 育 (Babcock and Clausen Genetics in Relation to Agriculture)
 種 拉丁方格法之圃場佈置及其結果之整理法。
 之 逢機區集法之圃場佈置及其結果之整理法。
 新 作物特性相關之研究法。
 方 變量及互變量分析法之理論與應用。
- 汪厥明先生： 作物育種學筆記，（未發表）
- 孫逢吉先生： 芸苔株距試驗三年結果之統計分析。
- 章之汶先生： 植棉學。
- 蔣滌舊先生： 作物育種學。
- 馮千里先生： 中外棉地氣候考。
- 艾偉先生： 高級統計學。
- 作物改良學會： 中美棉育種法彙編。
- Fisher, R.A. (1935), Statistical methods for Research Workers.
- Tippett, L.H. (1931), The methods of statistics.
- Brown, A.M. (1927), cot on.
- Snedecor, Georg. W. (1934), Calculation and Interpretation of Analysis of Variance and covariance.
- Fisher, R.A. and Wishart J (1930), The Arrangement of Field Experiments and the Statistics Reduction of the Results.
- Hays, H.K. and Garber, R.G. (1927), Breeding crop Plants.