

JUN 1 1944

第一卷 第二期

民國三十二年十二月

科學農業

THE CHINESE JOURNAL
OF
SCIENTIFIC AGRICULTURE
VOLUME 1 NUMBER 2

農林部
推廣部
整頓

刊

農林部刊行

PUBLISHED QUARTERLY BY

THE MINISTRY OF AGRICULTURE AND FORESTRY

CHUNGKING CHINA

DECEMBER 1943

科學農業

THE CHINESE JOURNAL
OF SCIENTIFIC AGRICULTURE

農林部刊行

農林部四川省推廣繁殖站主編

編輯委員會 EDITORIAL BOARD

凌立(主任編輯)
Lee Ling, Ph. D., Editor-in-Chief

柏克
J. L. Buck, Ph. D.

馮澤芳
C. F. Feng, Ph. D.

羅精生
C. S. Lo, D. V. M.

張乃鳳
N. F. Chang, M. S.

何文俊
W. C. Ho, Ph. D.

曾憲樸
H. P. Tseng, M. S.

連芳
L. F. Chao, Ph. D.

熊大仕
T. S. Hsiung, Ph. D.

王善佺
C. S. Wang, M. S.

靳自重
T. C. Chin, M. Sc.

胡竟良
C. L. Hu, M. S.

吳福楨
F. C. Woo, M. S.

戴茲創
T. P. Dykstra, Ph. D.

李光開
H. W. Li, Ph. D.

葉懋
M. Yieh, B. S.

方文培
W. P. Fang, Ph. D.

李蔭植
Y. C. Li, Ph. D.

于景護
C. R. Yu, B. S.

發刊辭

沈鴻烈

鴻烈到部伊始對於農業建設即定拾標拾本兩項施政方針以爲工作同人努力之的關於拾標方面在以「開發利用改良推廣」達到增加生產適應目前之需要關於拾本方面則以「農業科學化農產商品化農村工業化及分配合理化」建設近代農村實現民生主義之理想兩年以來一切設施固以拾標爲急但農業基礎之奠立亦予以深切之注意而對「農業科學化」一點致力尤多所謂「農業科學化」者乃在運用各種科學原理與方法改進農業如 國父所提示之機器問題肥料問題選防及選除害問題模種問題蠶造問題及運輸問題等均須憑藉科學以獲得合理之解決因此鴻烈一直加強實驗研究推廣運用科學發明創造一面發展各種事業使科學成果廣布於古老之農村此大針透習指導所屬中央農業村業及畜務三實驗所將地點集中人才集中並增加其經費充實其設備逐步推進今已樹立科學農業之基礎同時對於農具肥料血清菌苗及防治病虫藥械之製造改良品種之繁殖防治水旱工程之興修或由部辦理或與有關機關合作或督信獎勵及協助地實施要在視事業之性質分頭推進使科學產生之器材及運用科學施展之工程儘量擴大其範圍進而加強各級推廣機構充實各級推廣人員使實驗研究繁殖製造之結果實際到達於農民凡此種種工作同仁均能身體力行著有成效惟對於已立立人之功切磋商之效尙未充分表現於是提倡農業文化運動尋求社會人士與農界同人之共鳴並期農業科學以互相研討而進步益速貢獻愈大特囑主筆者編輯「科學農業」季刊問世深望一呼百應農業期刊淺說叢書之頒布爲流傳則造福農民良非淺鮮有厚望焉具焉序

(部長發刊辭以寄刊較遲未及於第一期列入謹於本期補登)

小麥田間試驗技術之研究

蔡旭 周承綸

土壤差異為試驗上發生差誤之最大原因，此種差誤既普遍而不可避免，唯有採用適當之試區及田間排列法，以減輕其影響，此項工作為以往研究田間技術者之焦點，即所謂田間之規劃試驗 (Uniformity trial) 是也。關於小麥方面歐美育種家業已做過不少試驗，均已見諸實用。一般小粒穀類作物之育種類多採用順序重複之標行制，藉藉近之標行品種以改正品系之產量。惟自近年生物統計學之精進，英人 R. A. Fisher 創立變異分析術以來，田間試驗之技術乃為之一大轉變，隨機排列式最有取而代之之勢。該兩法既在歐美均已先後採用，關於其實用上之價值究竟如何，頗值得吾人之探討。而尤所注意者為如何利用最經濟方法以減低土壤差異至最低限度。

隨機排列式能合理估計試驗誤差一層，已為舉世所公認，惟受處理或品種數目之限制，不能充分利用，而引為美中不足，乃最近經 F. Yates 之潛心研究，種系多時之田間試驗，亦已獲得解決之方法，即「擬因子法」(Pseudo-factorial experiment) 及「不完全隨機區組法」(Incomplete randomized blocks)，本文特測驗此等方法之效率。

材料及方法

本試驗舉行於南京中央大學農學院勸業農場，供試品種為本院推廣之南濟州小麥，1933年十月下旬播種，行長六十市尺，行距一市尺，共種一百行，行係東西向，區之南界各多種三行，行之兩端亦各引長三市尺作保護行，以免除邊際影響。播種時每行分為數段，以人工條播評定之種子，力求其均勻，田間工作如中耕除草等則需快一致，以避免由於人工處理而發生之差誤，收穫時每四市尺為一段，每行分十五段收穫，每段試驗共有1500區，各行分別脫粒，曬乾，秤重，以克為單位。全試驗共佔面積一市畝許。

計算結果時為便於配合起見，長向係採用 48 市尺，行長分為 8, 12, 15, 24, 48 市尺五種，寬向分為 1, 2, 3, 4, 6, 12 行本種。長向以連接之二「4 尺段」併合為 8 市尺行，連接之三「4 尺段」為 12 市尺行……如此直至 48 市尺為止，寬向取用 06 行，以連接之兩行併合為二行區，三行併合為三行區……餘類推。

由各種不同行長及區寬組成各種大小及形狀不同之試區，此等組合不同之試區復依不同之品種數及排列法分為各種大小及形狀不同之區組；均以變異分析法測定其變異而比較之，排列方法分為順序排列，隨機排列及拉丁方三種，各各加以闡述，並用 X² 測驗之

•關於品種多時田間試驗之排列；因子法分爲 $7 \times 7, 4 \times 4 \times 4$ 兩式；不完全隨機區組法則採用 5×5 式，分別加以敘述並與普通隨機區組法作效率之比較。

試驗之結果

(一) 試區之大小及形狀

現將各種不同之行長及行區可能的組成三十種大小及形狀不同之試區，受試驗之試區數因行長及行區之變更自 576 降至 8 試區，其面積則自 $1/750$ 市畝擴大至 $1/12.5$ 市畝。此等組合試區分別歸併爲三種不同之區組：其一，每區組爲八試區排成一列。其二，每區組亦爲八試區但排成兩列。其三，每區組爲十六試區。因每試區內所含單位小區排列之不同，故得藉以研究試區大小及形狀之變更對於試驗規模之影響，由於區組內所含試區數之多寡及其排列之不同，乃得探究區組大小及形狀之變更，對於控制土壤差異之效能及其與試區大小及形狀之關係如何。

應用變量分析法計算各種組合時，先求出總變量，然後由總變量中利用區組之作用，設法除去一部分爲試區變更所未能節制之土壤差異，剩餘者即爲區組內試區間之變量，藉以估計試驗規模者也。茲以八市尺單行區之變量分析爲例，全試驗地共有 576 個試區，可分組爲 144 個區組，其結果如表一：

表一 八市尺行長單行區之變量分析

變 異 源	自 由 度	方 和	平 均 方 和	標 準 差	F
區 組 間	143	209,393.57	1,464.290	38.27	5.45
區 組 內	432	116,131.45	268.923	16.40	
總 數	575	325,527.02	566.184	22.79	

求得之總變量及區組內之變量，均各求出標準差，而以佔各該平均產量之百分率表示之。現八市尺單行區之平均產量爲 125.30 克，總變量及區組內之變量化成百分率後各爲 16.99 及 13.93%；各種不同組合分析所得結果如表二。

觀表二 (a)，不論行長增加或區寬增加其標準差百分率均有次第漸減之現象，惟其低減也初顯而後漸，且常較遲趨之低減爲緩，此因各試區間有相關性等其他因子滲雜其內故也。

再觀表二 (b, 1) 其標準差 % 均較表二 (a) 爲低，因經區組之節制曾將一部份土壤差異剔除故耳。至其剔除之土差是否顯著，則可用 Snedecor 氏之 F 表以測定之，就表一觀察，所除去之區組間變量極爲顯著。惟於此堪注意者，當試區面積擴大時，其低減情形頗不規則，如三行區以上低減既少且復參差不齊。其原因所在，可自變量分析時之實際情形尋求之。

由全試驗 1152 單位小區之固定總變量中調度各種不同組合試區之變量時，均得分爲下列三部：

(1) 各試區所包括之變量

表二 各種大小及形狀不同之試區及區間之標準差百分率表

區 址 區 間 寬	8	12	16	24	48
(a) 未除去區間間之變異					
1	18.99	17.35	16.37	15.05	13.83
2	16.70	15.26	14.71	13.60	12.99
3	15.80	14.78	14.22	13.77	12.51
4	15.27	14.33	13.95	12.98	12.43
6	14.59	12.69	13.26	12.47	12.18
12	12.73	12.33	11.90	11.33	11.04
(b) 已除去區間間之變異					
1. 八試區為一區間排成單列：					
1	13.93	12.12	11.09	9.82	8.37
2	13.03	10.93	11.10	9.86	8.96
3	11.41	9.88	9.61	8.63	7.49
4	12.69	12.58	12.47	11.65	11.01
6	13.59	12.96	12.92	12.33	11.90
12	13.12	12.40	12.44	11.63	—
2. 八試區為一區間排成二列：					
1	13.97	12.49	—	9.40	—
2	11.54	10.13	—	6.70	—
3	11.49	12.46	—	8.12	—
4	11.92	10.41	—	9.04	—
6	10.21	9.33	—	7.32	—
12	12.21	11.57	—	10.93	—
3. 十六試區為一區間排成單列：					
1	15.68	13.92	13.05	11.75	10.17
2	14.98	13.34	13.15	12.12	11.82
3	14.94	13.32	13.54	12.83	12.41
4	—	—	—	—	—
6	14.70	13.33	14.22	12.79	—
12	—	—	—	—	—

- (2) 各區組內各試區間之變異
- (3) 各區組間之變異

試區內所包括之變異在本試驗並未計及，區組間之變異即為分析時所設設法控制之土壤差異，剩餘者即用以估計試驗機誤之區組內各試區間之變異是也，後列兩種變異均由各試區間之變異分析得來。從事田間試驗者之目標，即在使(1)(3)兩種能儘量包括變異之因素，而使試驗機誤極度低減。惟此兩種期望常處於相反之境地，當擴大試區時最小之土壤正負常可相互抵消，故試區內常可包括較多之差異，而各試區間之變異即可減小。但此種低減之程度並不能與所增大之單區數之平方根成反比，因有土壤差異之作用存在也。在本試驗土壤之相關性較高，應用 Harris 氏之方法，測得試區內之相關係數如表三：

表三 各種大小及形狀不同試區內之相關係數

區長 區寬	8	12	16	24	48
1	—	.51	.49	.44	.43
2	.75	.7	.47	.41	.40
3	.75	.49	.47	.42	.39
4	.53	.48	.43	.41	.39
6	.50	.45	.43	.38	.37
12	.39	.38	.35	.32	.32

觀表三試區面積擴大，其區內相關係數雖有漸減之趨勢，惟其低減甚緩。茲援引 Yule (19) 計算試區間變異之公式，若有相關因子存在時為：

$$S_m^2 = \frac{S_u^2}{n} [1 + (n-1)r]$$

上式內， S_m 為試區間之標準差， S_u 為單位小區間之標準差， n 為每試區內所含之單位小區數， r 為區內相關係數。

該 S_m^2 值之變化，不僅為試區內所含單位小區數 (Ultimate units) n 之函數，同時為區內相關係數 r 之函數，故不論相關係數之大小如何均足以使 S_m^2 值增大，而不能令其值減小程度與 n 之平方根成反比。尤以在本例， r 之值既較高，且以由於試區擴大低減之變異較弱。試區間之變異與其區內相關性之關係既弱，即當試區面積擴大，區組之面積亦隨之而增大，因之對於控制土壤差異之效能又形漸弱，此兩種勢力既相互抵消，故結果之表現如何，當衡量此兩種勢力之消長而定。如前者較大於後者，則擴大試區面積尚屬有效。否則反足以招致試驗機誤之增加，有如表二所見。故試區面積擴大至一定限度，設若由於試區增加所得減少之變異與增大區組所增加之區組內之變異兩者達平衡時，即不宜再行擴大。

由表二，可見試驗機誤同時受試區面積之大小及形狀變更之影響，故於研究試區大小時，應將試區形狀予以固定，而於研究試區形狀時，應將其大小予以固定，計算結果分別列如表四表五。

表四 依試驗區排列之各試驗區大小之標準與行距

試驗區形狀		試驗區大小 (市畝)	土壤養分 未消除前	土壤養分已消除後		每畝十 行試驗
寬 × 長	寬 : 長			每區總八行區 單列	每區總八行區 雙列	
12×12	1:1	1/41.7	12.33	12.40	11.57	11.57
4×8	1:2	1/187.5	15.27	13.69	11.92	11.92
6×12		1/83.3	13.69	12.96	9.38	13.38
12×24		1/20.8	11.33	11.63	10.96	—
6×8	1:1.33	1/125	14.29	13.79	10.21	14.70
12×16		1/31.3	11.90	12.44	—	—
3×8	1:2.67	1/250	15.89	11.41	11.49	14.91
6×16		1/62.5	13.26	12.82	—	14.22
2×8	1:4	1/375	16.70	13.03	11.64	14.79
5×12		1/166.7	14.78	9.83	10.46	13.94
4×16		1/93.8	13.85	12.47	—	—
8×24		1/41.7	12.47	12.33	7.32	12.59
2×12	1:6	1/250	15.26	10.93	10.18	13.34
4×24		1/62.5	12.93	11.65	9.01	—
1×8	1:8	1/750	18.99	13.93	13.97	15.68
2×16		1/187.5	14.71	11.10	—	13.15
3×24		1/83.3	13.77	8.63	8.12	12.88
6×48		1/20.8	12.18	11.60	—	—
1×12	1:12	1/600	17.35	12.12	12.49	13.82
2×24		1/125	13.60	9.96	6.70	12.12
4×48		1/31.3	12.43	11.01	—	—
1×16	1:16	1/37.5	15.37	11.09	—	13.05
3×48		1/41.7	12.51	7.40	—	12.41
1×24	1:24	1/250	15.05	9.82	9.49	11.75
2×48		1/62.5	12.89	8.96	—	11.32

表五 供試區大小排列之各種試區形狀之標準差百分率

試區大小 (市畝)	試區形狀		土壤差異 未消除前	土壤差異已消除後		
	寬 × 長	寬 : 長		每區組八試區 單列	每區組十 雙列	每區組十 六試區
1/750	1 × 8	1 : 8	18.99	13.93	13.97	15.68
1/500	1 × 12	1 : 12	17.35	12.12	12.49	12.82
1/375	1 × 16	1 : 16	15.37	11.09	—	13.05
	2 × 8	1 : 4	16.70	13.03	11.64	14.93
1/250	1 × 24	1 : 24	15.05	9.32	9.40	11.75
	2 × 12	1 : 6	15.26	10.93	10.18	13.34
	3 × 8	1 : 2.67	15.59	11.41	11.49	14.94
1/187.5	2 × 16	1 : 8	14.71	11.10	—	13.15
	4 × 8	1 : 2	15.27	13.69	11.92	—
1/125	1 × 48	1 : 48	13.83	8.37	—	10.17
	2 × 24	1 : 12	13.60	9.86	6.70	12.12
	3 × 16	1 : 5.3	14.22	9.61	—	13.54
	4 × 12	1 : 3	14.33	12.58	10.41	—
	6 × 8	1 : 1.33	14.59	13.89	10.21	14.70
1/62.5	2 × 48	1 : 24	12.89	8.96	—	11.32
	4 × 24	1 : 6	12.93	11.65	9.04	—
	6 × 16	1 : 2.67	13.23	12.82	—	14.22
	12 × 8	1 : 1.5	12.73	13.12	12.21	—
1/41.7	3 × 48	1 : 16	12.51	7.98	—	12.41
	6 × 24	1 : 4	12.47	12.33	7.32	12.19
	12 × 12	1 : 1	12.33	12.40	11.57	—
1/31.3	4 × 48	1 : 12	12.43	11.01	—	—
	12 × 16	1 : 1.33	11.90	12.41	—	—
1/20.8	6 × 48	1 : 8	12.18	11.90	—	—
	12 × 24	1 : 2	11.33	11.63	10.96	—

觀察圖，任何區形及增加試區面積時標準差%均形低減，惟利用區組控制一部分土壤

差異後其低減趨勢不一致，此即受區組之大小與形狀之影響，茲僅節申述之。在若干大形區組利用區組控制土壤後，結果反較未除去土壤前之標準差百分率為大，此則因區組之設置所減去之土壤極微，其效力尚不足以償所失去之自由度數故也。

變更試區形狀足以控制土壤差異之影響，早經多數學者之研究，實表五可得一概念，即在同等試區大小之下，區形之長向引長常得較低之標準差百分率，惟其低減均頗少，此因本試驗有較大之系統誤差故，前已言之。然於此堪注意者，因區形之變更影響於區組控制土壤差異之效能頗大，尤以試區面積大時為顯然。試區除去土壤之試驗應誤之變化，試區之長向引長者均能得較低之標準差，例如八市尺四行區其標準差百分率為 13.69，若其行長增加一倍，變為十六市尺二行區，面積與前相同，而所得之標準差百分率為 11.10。再觀表上其他面積相同之組合莫不以狹長試區較佳，至近於方形或寬圓形之試區常得較高之標準差。由上表更足以指示試區大小及形狀對於低減之相對重要性，在較小面積之試區，以受試區大小變更之作用為顯，試區大者常較小者為有效，但在較大面積之試區則以區形之變更比較重要，凡屬狹長區形常表示較低之標準差。

現若參閱二、三兩表，更可發見區內相關係數之關係，在固定面積之下，獲得較低標準差%之狹長區形，其區內之相關係數常較備於方形或寬圓形者為小。究其原因，當繫於各該組合試區內專區間距離之遠近關係，蓋組合狹長區形之專區間之距離較諸同面積之備於方形者為大，故其相關為小。試區間變量之計算為其組合專區數 (n) 及其區內相關係數 (r) 之函數前已列式明之，現狹長區形既能獲得較小之區內相關係數，故所得之變量亦較低也。同理，當試區形狀固定，試區面積大者各專區間之距離既增大，故其相關係數小，而能顯示較低之變量也。

關於試區形狀對於變異性之影響，過去學者研究所得結果，常不相一致，但大多數主張採用狹長試區。Day 氏 (3) 研究小麥之結果，指示土壤差異方向為決定區形之重要因子。他如 Stringfield (17), Kiesselbach (10) 等均謂試區之長向增加較寬向為有利，Christidies (2) 分析八種空白試驗之結果，並未發見方形試區之變異有較長方形為小者。蓋曾假定土壤差形成直線等級之低減情形下，應用數學原理則長方形試區為有利，同時指明試區排列之方向與土壤差變異之方向所成之角度為決定變異性最主要之因子，角度愈大，變異性亦隨之增大，當角度增至 90° 時，雖採用狹長形試區，亦失其效用。普通試驗地土壤差異之分佈情形，決不如想像之單純，或呈塊狀，或呈不規則之漸變狀態，錯綜而複雜，且在多數試驗地土壤變異之方向為未知之事實，故不論在何種場合下，以採用狹長形者為安全。

(二) 區組之大小及形狀

關於研究試區之大小及形狀時，隨時可見區組之大小及形狀對於變異性有極大之影響，且其結果之表現如何，常視試區之大小及形狀而轉移。然則將如何運用適當之試區組織始能充分顯現其控制之土壤之效能，即為本節所擬探求者。同時處理之排列方法及其數目之多寡均直接影響區組之大小及形狀，對於土壤之除去有密切之關係，故亦加以論列。Student, Fisher 倡議田間試驗新法之基礎，在善用土壤差異之固有特性。Student 曾引

E. S. Beaven 之意而闡明試區極度接近之原理謂：「普通兩試區之愈接近者，其土壤愈相似而其環境亦愈接近，故試區愈小，鄰接試區產量之比較愈精確。」Disher 在其田間試驗新法中寓局部控制於試區之重複中，亦正所以謀佈置各種不同處理於同一之數小面積中（即區組）藉以消除重複次數增多時所增加之土差。查土壤差異雖隨地而異，但概偏於系統的分佈，因此鄰區間間隔距離愈近愈足以影響區組間及區組內變異性之大小。苟在固定區組面積內，試區之排列比較密著者，則區組內之變異性往往可以減少，而區組間之變異性足以增加。換言之，試驗者若將田區分割為密著或近於方形之區組使其變異愈趨愈然，則同一區組內之不同面積（即試區）愈為近似。

狹長形試區表示之變異常數方形者為小，現就區組言之，假含有狹長形試區之區組間之變異亦常較含有方形試區者變異為大，此正與方形試區較狹長形者試區間之變異較大同一原理。若就其形狀之變異所影響於變異性之大小而論，則較狹長形之變異所影響者為更大，蓋以區組較試區面積倍若干倍之面積，各區組間之相關性比較小，故感受土差之影響視其形狀之不同而殊異其趨。觀表四與表六上述現象極為明顯。狹長形試區區組控制土差並甚佳，均能得更低之試驗誤差，而方形試區則得相反之結果。於此尙應注意者，四觀表五，在同一區組形狀之下曾有多起擴大試區面積區組面積大而控制土差之能力並不稍弱者，此表明區組之形狀若非得其宜，則雖其面積增大亦能獲得較低之試驗誤差也。

區組內所含試區之排列及其數目之多少對於控制土壤差異之影響於前列表數中曾陸續表出之，在同一大小及形狀之試區，排成縱列者，除單行區之較短兩端行長外均較單列有益，此表明試區若能予以適當排列，往往能消除較多之土差。茲更將每區組由八試區增大為十六試區之結果觀之，則所得標準差百分率均形增高，故於舉行品種比較試驗時，若增多試區之數目，足以削弱區組控制土差之效能。

為使說明便利起見，更將各種大小及形狀不同之區組所除去之土差與各試區面積和之百分率表示之如表六，由該表可見，凡同等大小及形狀之試區，八試區為一區組者均較十六試區為一區組者之在每區組內所除去之變異為多。倘為八試區之區組變異者又帶較單排增效能稍增。不論八試區或十六試區之區組，凡其面積在 $1/31.3$ 畝以下者，足以消除較多之系統土差，前者消除系統變異之 56%，後者為 38%，表中指示最明顯之事實，為區組形狀變異于控制土壤差異之重要性，當區組面積為 $1/31.3$ 畝或再向上增大時，此現象愈顯顯然，凡狹長形或近于方形之區組仍能消除較多土差，但偏于狹長者，其效能低降甚甚。故當試區面積增大或處理數目較多時對於區組之形狀如何更需審慎。

現更就本試驗之產量記錄，繪成土壤肥力等線圖 (Fertility contour map) 如圖一。該圖係依據八市尺長八行為一區之產量所繪成，全試驗共得 72 區。由該圖可見全試驗地帶不同區之產量差異甚甚，且顯明指示土壤差異與系統之關係，地之南端較瘠薄，北端較肥沃，產量之增減與產量北情形則又相反。夫體而論，至不規則之塊塊的漸變分佈。且土壤肥力之劣尚比較複雜，惟較淨若干土壤變異與進化之區域與舉行方向成較大之角度，因之試區形狀之變異影響土差之補償並不小。至試區之長向引長能得較低之變異者，即以長形試區之短行之方形試區所係土差與較均為最良。

表六 各種大小及形狀不同之畝組所消除之雜草百分率

每畝組八畝試驗區					每畝組十六畝試驗區				
區大	組小	單排		雙排		區大	組小	形 狀	平均和百分率
		形 狀	平方和百分率	形 狀	平方和百分率				
193.8	1:1	52.83	1:4	52.54	146.9	2:1	32.95		
162.5	1:1.5	57.18	1:6	54.54	131.3	1.3:1	40.40		
146.9	1:2	59.67	---	---	123.4	1:1	40.19		
	2:1	46.56	1:2	57.32		4:1	24.36		
131.3	1:3	62.58	1:12	65.74	115.6	1:1.5	42.55		
	1.3:1	52.38	1:3	60.89		2.67:1	27.94		
	3:1	54.69	1.3:1	54.02		6:1	16.66		
123.4	1:1	49.50	---	---	---	---	---		
	4:1	29.23	1:1	46.34		---	---		
170.3	1.5:1	60.56	---	---	110.4	4:1	17.37		
116.6	1:6	67.60	---	---	177.3	1:3	48.80		
	1:1.5	52.44	1:6	70.03		1.33:1	24.71		
	1.5:1	59.61	---	---		8:1	14.11		
	2.67:1	31.87	1:1.5	47.21		---	---		
	6:1	19.87	1.5:1	56.68		12:1	2.85		
110.1	1:1	62.01	1:4	66.63	155.2	2:1	70.23		
	4:1	50.50	1:1	53.25		8:1	6.97		
178	1:3	56.81	---	---	133.9	1:1.5	25.91		
	1.33:1	27.58	1:3	56.19		---	---		
	8:1	15.59	---	---		6:1	9.1		
	12:1	5.11	3:1	17.31		---	---		
152	1:2	68.45	---	---	122.6	1:1	10.14		
	2:1	11.76	1:2	68.91		4:1	1.50		
	8:1	8.78	2:1	12.04		---	---		
135.9	1:1.5	28.44	---	---	---	---	---		
	6:1	7.97	---	---		---	---		
102.6	1:1	11.04	1:1	12.76	---	---	---		
	4:1	16.27	---	---		---	---		

表二中曾指出八品種為一區組排成單列之三行區，在較短行長均能獲得較其他行區更低之機誤，即因其區組恰能跨佔土壤或肥或瘠變化較小之地區，故能控制極多之土差也。

(三) 重複次數

當實際規劃試驗時，究應重複幾次，茲分別就十二及十六市尺兩種不同行長之單行區，加以研究。兩種行長，具假定每一重複區組包括25品種，用地面積依其重複次數而遞次增加。若行長為十二市尺，全試驗地共有400小區，可組成十六個區組。若為十六市尺，則僅可組成十二個區組。當計算時，重複二次者，于第一區組後按次增加一區組，應用變異分析法先求出標準差，然後除以重複次數之方根而以平均產量之百分率表示之。每次增加一區組，如法計算，直至所有區組用完為止。試驗地之總面積，隨重複次數之多寡而成正比例的增加。

至于各種重複次數之理論標準機誤百分率，則係根據所有區組所求得之標準差除以各該重複次數之方根而後以百分率表示之。實際與理論所得之標準機誤百分率分別列如表七與表八，並繪成曲線如圖二及圖三以比較之。

觀表七，重複次數增加，標準機誤百分率隨之漸減，自重複二次增至六次，其值之低減甚速，後此則漸弛。各重複次數相互間之差異經用Z測驗結果，由二次重複至五次重複均遞次較其以下之重複次數為顯著；及六次重複則與八次重複比較時方顯著差異。此表明單行區重複若在六次以上對於試驗機誤之影響已較小。故為求小麥田間試驗結果之準確，至少需採用六次。

再就實際所得之結果與理論相較，則稍欠符合，實得之S.E.m. %在重複二次時較理論的為高，此後之各次重複則又均較低。揆其原因，乃由于增加區組時變異性之大小不同所

圖一 小麥規劃試驗土壤等肥線



致，蓋最初所取之一區組，其區組內之變量較高于共有區組內之平均變量，故實得之結果乃稍高。後此所添加之數區組，其變量則又較共有區組內之變量為低，因發生沉降之現象。于實得之 S.E.m % 既有取樣差異之存在，故欲側度增加重複次數究竟能減低差異幾何，應以理論曲線為根據。

表七 十二市尺行長重複區組增加時實際與理論標準機誤百分率低減之比較

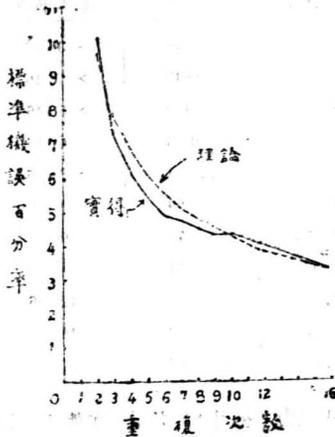
重複區組數	自由度數	理論標準機誤百分率	實得標準機誤百分率	log. S.E.m %	相互間有顯著差異者
2	48	9.65	10.14	2.2670	> 3-16
3	72	7.88	7.22	2.0643	> 4-16
4	96	6.82	6.14	1.9179	> 5-16
5	120	6.10	5.44	1.8083	> 6-16
6	144	5.57	4.92	1.7174	> 8-16
7	168	5.16	4.77	1.6409	> 9-16
8	192	4.83	4.57	1.5479	> 10-16
9	216	4.55	4.40	1.5151	> 12-16
10	240	4.32	4.41	1.4633	> 12-16
12	288	3.94	3.93	1.5712	> 16
16	384	3.41	3.41	1.2267	

行長十六市尺其標準機誤百分率之低減情形與十二市尺相同，惟各重複次數之值均略低，此因試區間之土壤差異較勻故也。是以在試驗地積不受限制時，應用稍大之試區能得較準確之結果。

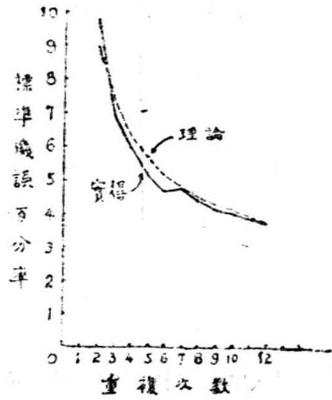
表八 十六市尺行長重複區組增加時實際與理論標準機誤百分率低減之比較

重複區組數	自由度數	實得標準機誤百分率	理論標準機誤百分率	log. S.E.m %	相互間有顯著差異者
2	48	9.78	8.93	2.1950	> 3-12
3	72	6.94	7.33	1.9020	> 4-12
4	96	5.97	6.35	1.8485	> 5-12
5	120	5.15	5.67	1.7352	> 6-12
6	144	4.75	5.18	1.6448	> 8-12
7	168	4.79	4.80	1.5686	> 9-12
8	192	4.42	4.49	1.5019	> 10-12
9	216	4.13	4.28	1.4422	> 12
10	240	3.98	4.02	1.3913	> 12
12	288	3.67	3.67	1.3002	

由本試驗復得一概念，當增加重複次數時，設若由于區組所發生之變量已行刪除，而所增加重複區之區組內之變量，倘未較原有重複區之區組內變量為大之情形下，則決不致增加該試驗之變異性。實言之，彼時所增加之區組，縱使其產量之表現能力頗不一致，亦對於其標準機誤%無影響。反是，則非特不能低減標準機誤百分率，間或有增加之事實。于圖二中重複六次增至七次即為一明例。故于重複區組之選擇必須注意，若所增加之土壤差異極大，反足以招致試驗機誤之增加。



圖二 行長十二市尺單行區之各種重複次數增加時實際與理論標準機誤百分率減低情形之比較



圖三 行長十六市尺單行區之各種重複次數增加時實際與理論標準機誤百分率減低情形之比較

(四) 試區排列法

田間試驗之排列，通常有二法，即順序排列及隨機排列是也。近年來隨機排列式頗引起國人之興趣與重視，關於此兩式理論上之比較，分別在兩種不同重複次數下，以 X^2 測驗之。

I. 隨機排列式及順序排列式之比較

(a) 重複五次及十次之隨機排列式 現以普通之隨機區組法作為隨機排列式之說明資料，假定于十二市尺之四百行中，舉行二十品種之比較試驗，每品種重複五次及十次。若重複五次者，則可舉行四個相同試驗，將全試驗地劃分為四排，每一試驗佔據一排。若重複十次，則每一試驗佔據鄰接之二排，全試驗地得分為兩個相同之試驗。在每一重複區內之各小區係應用 Tippet 法隨機排定之。茲以重複五次為例，各試驗分別應用變量分析法先求出二十個假定品種之標準機誤並以依各該試驗平均產量之百分率表示之。為欲研討隨機區組法之效率，將所有假定品種之產量予以比較。各品種之標準機誤，係以全試驗標準機誤乘各該假定品種五區之平均產量求得。此二十個品種相互比較時，可能的組合

有 190 次 $\left[\frac{1}{2} \sqrt{N(N-1)} = 190 \right]$ ，每種組合均分別求其相差及相差之標準誤差 $[S.E.d = \sqrt{(S.E._1^2 + S.E._2^2)}]$ ，然後以其相差除以各該相差之標準誤差，所得之值列成一次數分配表，茲因數目較小，四個同樣試驗所得之結果合併如表九。選由 Pearson (14) 之第二表中，求出理論次數分配表而比較之，設若隨機排列之各品種受機遇原則之支配，則實際所得相差數之分佈應與期望數之分佈相符合。求期望次數之分配時，可先求出某組距 $\frac{1}{2}(1+a)$ 面積之數值，次由 $\left\{ \frac{1}{2}(1+z) - .5 \right\} \times 2$ 式求出該組距項悉出于機遇原則支配下應佔總羣中之百分數，再以此乘可能比較總數，即得該組距項內之期望次數。例如表九假定品種平均之相差，其大小在 .49S.E. 範圍以內者應包括總羣之 38.2%，此值乘可能比較總數 760 得期望數為 291.02，其他各種組距項均如法求之。最後求 χ^2 值及其機率。

表九 品種間相差數對於其 S.E. 倍數之次數分佈 (隨機排列行長十二市尺單行區重複五次)

組距	實得數 o	期望數 c	o - c	(o - c) ²	(o - c) ² / c	
0.00 - 0.49S.E.	289	291.02	2.02	4.0804	0.014	$\chi^2 = 0.503$ D.F. = 4 P > .95 < .98
0.50 - 0.99S.E.	223	227.82	5.18	26.8324	0.118	
1.00 - 1.49S.E.	142	139.61	2.39	5.7121	0.041	
1.50 - 1.99S.E.	63	65.80	2.80	7.8400	0.119	
2.00	33	35.75	2.75	7.5625	0.211	
S.E.						

觀表九，P 值介于 0.90 與 0.80 之間，此表明理論數與實得數極易符合。

重複十次者共有 330 種可能的組合，用同樣方法求得如表十，所得結論與重複五次者相同。

表十 品種間相差數對於其 S.E. 之倍數之次數分佈 (隨機排列行長十二市尺單行區重複十次)

組距	實得數	期望數	
0.00 - 0.49 × S.E.	148	145.51	$\chi^2 = 3.174$ D.F. = 4 P > .70 < .50
0.50 - 0.99 × S.E.	111	113.91	
1.00 - 1.49 × S.E.	74	79.81	
1.50 - 1.99 × S.E.	25	27.90	
2.00 S.E.	22	17.87	

(b) 重複四次及重複八次之順序排列式 以此四百行之產量，用相同之品種數目重

作順序排列。普通舉行試驗每區四個品種設一標準行，則 20 品種之每一重複需佔 25 行，若以相同之地積供試驗之用，則隨機排列重複五次者，順序排列僅能重複四次，隨機排列重複十次者，順序排列僅能重複八次。當計算時，應用等級法推算理論標準之產量，然後求各品種與各該理論標準之相差，並應用公式 $\frac{\sum D^2}{n(n-1)}$ 求各組標準行之標準誤差，此

項標準誤差經化成各該平均數之百分率，再相加而平均之，即得諸組標準行標準誤差百分率。以之逐一乘假定品種之實際平均產量乃得品種之標準誤差，再乘以 $\sqrt{2}$ 即得實際產量與理論產量相差之標準誤差。於是每一假定品種之實際與理論之產量之相差除以各該品種之相差標準誤差，所得之值列成次數分配表。其他三排用同樣方法處理之，所得之結果歸併成一表而測驗其適合率。同法再求重複八次之實得與期望次數分配表，結果均如表十一。

表十一 品種間相差數對於其 S.E. 4 倍數之次數分配 順序排列，行長十二市尺，單行區，重複四次及八次

組 距	重 複 四 次		重 複 八 次	
	實 得 數	期 望 數	實 得 數	期 望 數
0.00-0.49×S.E.	49	30.63	24	15.32
0.50-0.99×S.E.	23	23.93	11	11.99
1.00-1.49×S.E.	4	14.69	5	7.35
1.50-1.99×S.E.	3	7.05	0	3.53
2.00-2.99×S.E.	0	2.65	0	1.32
3.00 S.E.	1	0.59	0	0.49
χ^2		22.97		9.66
D.F.		2		2
P		>.01		>.01

表十一求得之 P 值大於 .01，表示實得數與期望數不相符合，就實得次數分佈而言，在第一項之實得相差數均甚期望者為大。

綜合上述兩種排列方法不同重複次數試驗之結果，隨機排列實數順序排列能獲得較大準確性。且順序排列式既需以五分之一地積供標準區之用，故僅能舉行甚少之重複次數，而其標準自較隨機區組為高。茲為例證此種事實起見，復求出該兩種方法之相對效率，以資比較。此項相對效率係將二者標準平方之比值為依據，如表十二所載。

重複十次者，其效率固較重複五次者稍高，但就同一地積不同排列法而言，順序排列之效率較隨機排列相差甚多，因後者能利用“局部控制”控制一部土差故耳。於此足證隨機排列法不啻對於試驗標準估計數之準確性及其低減均較勝于順序排列法也。

表十二 同樣試用面積內隨機區組與順序排列之標準誤差百分率及其效率之比較

排列方式	M.S.	S.E.m%	效率
隨機區組重複五次	642.63	6.01	100
順序排列重複四次	1105.95	8.43	51.34
隨機區組重複十次	620.97	4.22	100
順序排列重複八次	966.24	6.24	45.74

II. 隨機區組法及拉丁方法之比較

隨機排列法各重複組試區之佈置再加以限制即成爲拉丁方，剖析之實由於兩個隨機排列法直交而成，故對於土壤差異之除去一般而論似應較單個之隨機排列者爲勝，尤以能控制互成直角兩個方向之土壤差異。爲例證此兩種排列法之相對效率起見，將全試驗八市尺長四行區之產量分成爲四個 6×6 拉丁方。分析時僅需剔除橫行之土差，品種一項不必另行計算，此項分析所得之結果，若以其橫行或直行之方和分別歸併于剩餘方和中而估計其試驗誤差，即成爲兩種隨機排列法矣。二法之效率如何，可由二者標準變量之比值顯示之。茲將四個不同排列式計算之結果列如表十三。

表十三 拉丁方與隨機區組重複六次之標準誤差百分率及其效率之比較

組 別	6×6拉丁方		隨機區組法			
			橫 列 爲 區 組		縱 列 爲 區 組	
	M.S.	S.E.m%	M.S.	S.E.m%	M.S.	S.E.m%
I	2322.40	3.86	3311.31	4.18	1900.93	4.53
II	1180.68	2.93	1004.38	3.91	2216.00	4.52
III	1034.29	3.47	2290.33	4.11	2484.17	3.80
IV	1545.24	3.62	2293.84	4.94	2030.19	5.20
平均	1903.15	2.47	2725.09	4.25	2117.32	4.66
效率	100.00		69.94		61.05	

由表十三可見拉丁方之標準誤差百分率均較橫列或縱列之隨機區組爲小，拉丁方平均能增加 53.5% 之效率。現若單就隨機排列而論，則因其互組排列地位之不同，結果又異。在 1, 2, 4 地段間橫列爲區組者除去較多之土差，惟第三地段則得相反之結論。前次所述試區及區組形狀對於土壤差異變異方向之關係，于此更可得確切之說明。參閱圖一，第二區段（自24至48）土壤差異變異之方向最爲明顯，大體與縱行之方向成較大之角度，故區組形狀之變更對於控制土壤差異之作用亦以此段變化爲最大。當橫列爲區組時所除去土壤差異之百分率爲最高，但縱列爲區組時所除去之土差百分率又最爲最小。再觀第三區

段(自49—72行),縱列之區組往往能坐落若干小形塊狀漸變之土差,故每一區組能剔除較多之土差。但就四個區段合併言之,則以橫列為區組者能得較高之效率。

表十四 各類類區組形狀變更所除去之變異百分率

區 組	區組形狀	組 類				平 均
		I	II	III	IV	
按橫列計算	1:12	31.01	45.58	20.85	19.11	34.14
按縱列計算	3:1	19.65	26.22	30.14	28.24	26.14

在此尚需申言者,在特殊情形之下,設若試驗地土壤差異呈單向之變化,採用適當之隨機排列法,其效率可與拉丁方同,甚或可過之。

(五) 品種多時田間試驗新法效率之比較

區組之面積擴大,足以削弱控制土壤差異之效能,如最近 Wiebe (19) 所獲結果,其證明普通相鄰數區之試驗區,其相關即小,故依普通試驗區之寬度,通常之隨機排列法實難容納 20 個或更多之品種于一區組內,期其能控制多土差者。近年經多數學者之研究,曾迭有新法倡議,如 Student 之 Semi-latin Square, Richey 之移動平均法,及 Hayes 與 Emmer 之修改隨機區組法等,然均不能抵於完善,惟 Yates (21,22) 之“因子試驗”及“不完全隨機區組”兩法特適用於品種多時之田間試驗,頗引起農藝學者之重視。其所以能控制誤差之原則在將大區組內所入品種配分為若干小區且,並由于巧妙之配分,得計算一個不受區組影響之品種變量。尤以後法在各品種之相互比較間更能獲得同樣之準確度,且計算手續亦較簡便。

1. 因子試驗

此法分組與修改隨機區組法不同,後法僅其一類 (Group) 方式分組 (Set), 固定後在任何重複組中各該組內之品種在全試驗中均列同組內,不與其他組之品種同處,但此法則各品種除依第一類之方式分組外,另依他類方式分組。換言之,即曾列某組之品種復可與其他組之品種合併而另成一類或數類。如各組品種數目相同,而祇採用兩類分法,則稱為二度二等數類組因子排列 (Two dimensional pseudo-factorial arrangement with 2 equal groups of sets)。如採用三類分組法,則稱為三度三等數類組式,此外更有品種數目不等之分組法。

(a) 二等數類組二度因子式 (7×7 因子排列為例) 所用之資料為行長十二市尺之行區之產量數字。假定為 49 個品種,每組 7 品種,用兩類分組法,每類重複二次,全試驗共 196 個試驗區,得 28 個區組,該 49 個品種以下列代號標誌之。

11	12	13	14	15	16	17
21	22	23	24	25	26	27
...
71	72	73	74	75	76	77

在田間排列時，先劃分為四個完全區組，再在每完全區組內劃分為七個不完全區組。各類各組以及各區組內各品種所佔之位置，悉隨機排定。在普通隨機區組法即以該因子排列之完全區組為分析資料，變量分析結果彙列如表十五。

表十五 二等數類組二重因子排列法與隨機區組法效率之測量

		自 由 度	方 和	平均方和
不完全區組	區 組	27	343 910.38	12.737.422
	品 種	48	294 378.06	1.752.2E0
	調 換	120		
完全區組	總 數	165	38 288.13	
	區 組	3	57.279.75	19 093.2E0
	調 換	192	550.908.68	3 025.566
	總 數	95	33.258.13	

$$\text{百分比值} = \frac{5025.566}{1702.2E0} \times 8/10 = 138.1\%$$

在因子試驗中與原品種間差異之顯著性時，因每品種之實際產量與不完全區組產生局部之混淆，故需計算，而既得之機誤變量係乘一因數 $(p+1)/p+1$ ，其真正品種平均數之相差，大於其值兩倍時，即謂之顯著。其求式如次： $V_{md} = \frac{2s^2}{r} \left(\frac{p+1}{p+1} \right)$ ，上式內 V_{md} 為任何兩真正品平均數相差之變量， s 為機誤變量， r 為每品種之重複次數， p 為每一不完全區組中之品種數。

就上式觀之，因子試驗因分組關係，當比較二品種時其相差之變量較之不分組之隨機區組法應增大 $(p+1)/p+1$ 倍。顧此因數 $(p+1)/p+1$ 在本非列式法中固定不變。故其倒數 $(p+1)/p+1$ 成為測度本非列式之固定效率，特稱之為效率因數。

效率因數因排列式之種類及品種數目之不同而異其值，故在討論機誤因子排列式之效率時，對於其效率因數必當計及，在本例其值為 8/10，並得按下式求其相對效率：

$$\frac{\text{完全區組之機誤變量}}{\text{不完全區組之機誤變量}} \times \text{效率因數} \times 100$$

本試驗因係一空白試驗，並無品種之差異存在，故表十五所載之各種變量應歸併于機誤變量項下始行比較，計算結果其比值為 138.1%，意即由于不完全區組之應用得增加效率 38.1%。

(b) 三等數類組三度因子式 (以 $3 \times 4 \times 4$ 因子排列為例) 設有品種數 150，若採用二度因子式，則每個不完全區組必需包括 12 個或更多之區組，若于最大機誤之變量已極大。Yates 復個三度的因子式排列，將品種排成立方體之組數，就此立方體即可寫出三等之組數。現仍以首項之產量記載材料，假定有 64 個品種，每組 4 品

種，每類共 16 區組，則三類共得 48 區組，總試區數為 192，現以此式仍與隨機區組排列作效率之比較，分析結果彙列如表十六，其效率因數為 $(2(p^2 + p + 1)/2p^2 + 5p + 11) = 42/63$ 。

表十六 三等數組組三度因子排列法與隨機區組法效率之測驗

		自 由 度	方 和	平均方和
不 完 全 區 組	區 組	47	465 970.56	9 914.246
	機 誤	144	162 519.44	1 128.677
	總 數	191	628 500.00	
完 全 區 組	區 組	2	114 519.16	57 259.580
	機 誤	119	514 110.34	2 720.534
	總 數	191	628 500.00	

$$\text{百分比值} = \frac{2720.534}{1128.677} \times 42/63 = 170.7\%$$

本例不完全區組及完全區組之形狀雖相同，但前者局部控制機誤之效較後者高出甚多，除勝過其效率因數外，尚增加 60.7% 之效率。

II. 不完全隨機組法

因子排列雖將各品種均分為組，但在所有品種中僅有一部分品種有同屬一組內之機會，故其結果各對品種間之比較，常不能完全獲得同樣之準確度。Yates 因更將三類組二度因子排列所引用之原理加以伸張而另創此法。將各品種分排成組，但恰好使每一品種能與其他品種在同組內有處遇同等之機會，故所有品種間之比較，均能具有同樣之準確度也。如現有供試品種九個，以英文字母代表每一品種，則可用四類分組法，每類三組，每組三個品種如下所示：

第一類	第二類	第三類	第四類
a b c	d e f	g h i	a b c
d e f	a b c	g h i	d e f
g h i	d e f	a b c	g h i

設若組數多於十二，則必有特殊對數在同組內發現一次以上，苟少於此數，則必有某對品種在同組內未經發現也。此法似可稱之曰“可能類組的二度因子試驗”。

現再將前項之產量記載以之與普通隨機區組法作效率之比較。假定有二十五個品種，每組五個品種，用六類分組法，即每品種重複六次，全試驗共得三十區組，隨機分佈于全試驗地，在每組內之品種亦假設予以隨機排定。二者變量分析之結果，則彙列如表十七。

表十七 不完全隨機區組與隨機區組效率之測驗

		D. F.	S. S.	M. S.
不完全區組	區 組	29	190,809.44	6,579.836
	總 數	120	183,614.58	1,571.787
完全區組	區 組	5	50,566.76	10,113.352
	總 數	144	328,857.26	2,283.731
		百分比值 = $\frac{2267.931}{120 \times 120} \times \frac{5}{6} = 12.1\%$		

本法之效率因數為 $\left(\frac{p}{p+1} - \frac{5}{6}\right)$ ，茲所得之值為 12.1%。觀前舉之例，該因子式與不完全區組均較之普通隨機區組法具有較高之效率。惟其所增加之程度，視土壤差異之大小而定，容後申論。

結果討論及應用

適當大小及形狀之試區及區組，前次所討論者蓋從統計觀點着眼。當實施試驗時，尚需考慮其他問題，如場地面積之大小，處理間競爭作用，種子量之多少，耕作之利便及費用，病蟲害意外損害之影響等等。

整齊試驗地之大小，常為限制試驗之主因子。為欲顯示各種大小及形狀不同之試區對於土地之經濟利用差異，特求出其土地效率 (Land efficiency)，以資比較。其計算方法係先推求每種組合試區欲獲得同一大小之標準誤差時所需之重複次數，進而計算各該試區重複若干次後所佔之面積，然後以最小試區之地積作為 100%，其他較大試區所佔之地積均與之相除而用百分率表出之。較捷之方法可將最小試區之標準差之平方除以較大試區標準差之平方及其較最小試區所增大之倍數之乘積而得之。現僅以八試區為一區組排成單列者為例，載如表十八及十九。

表十八 標準誤差減至 5% 時之期望重複次數

區 電	區 長 市 尺				
	8	12	16	24	48
1	7.8	5.9	4.9	3.9	2.8
2	6.8	4.8	4.9	3.9	3.1
3	5.2	3.9	3.7	2.9	2.2
4	7.5	6.3	6.2	5.4	4.9
6	7.7	6.7	6.6	6.1	5.7
12	6.9	6.2	6.2	5.4	

表十九 各種大小及形狀不同之試區利用土地效率之百分比

區長(市尺) 區寬	8	12	16	24	48
1	190.0	88.1	78.9	67.8	46.2
2	57.2	53.9	29.4	33.3	21.1
3	49.7	44.2	35.0	29.0	19.7
4	27.9	20.4	15.6	17.9	6.7
6	16.8	12.8	9.8	7.1	3.8
12	9.4	7.0	5.2	4.0	—

表十九所示小試區如地境經濟，在數八市尺單行區僅需八市尺至行區一半大小之增產即能獲得同等 5% 之標準收穫，在須多用若干之重複次數如表十八所示。當試區面積擴大時，雖能減少若干之重複次數，但其數較小，且不甚規則，此正因為試驗機誤不能隨試區擴大成比例的減少，且區組所剔除之土差亦因其增入而減小之故也。

小型試區用地既較大型試區為經濟，故若試驗場之地積受有限制，或在北方用井水灌溉之青種區時，則唯利用較小試區而能多之重複方能減低試驗機誤，但試區之減少須有相當程度，至少其產額須不失為該品種或處理之代表性。通常小麥于播種後常遭最高之損害而發生缺株之現象，甚至每行播種之疏密、長短、稈稈之生長，均難脫脫時種子之失落均難免有差異，此種意外之誤差，若試區過小，則影響較大。

同一大小之試區通常以狹長形或正方形者為佳，至同樣寬度之試區，其長向愈長者則試區所之變異愈減小。是以試驗場之地積非限制因子時，試區之長向可予以適度的延長，當能獲得較低之機誤。同時狹長形試區鄰近，其生長區間生育狀況之真實情形，亦能亦較便利。

方形或正方形之區組常較長方形者為有利，至行區內各處理之排列則應建築于試區極度接近之原理上，故每區組內所包括之試區數不宜太多，而以狹長形試區其長為區組寬度之兩度者為最好之設計。

試區間之邊行影響，以往學者因研究材料之不同，所得之結論常不一致。大體言之，若按作物生長習性之不同而歸類試驗，則生長競爭之作用不致顯著，作者分析對比試驗多年之材料，亦曾獲同樣明證，但在隨機區組設計之區域試驗中，有時極為嚴重。

因欲避免生長影響起見，美國小麥精確試驗之青種區多採用有保護行之單行區或三行區。Hayes 及 Army (7) 曾研究三行全部收穫及中間一行之效率，指示三行區較一行為準確，但試驗結果上極微之改進，似不能與收穫、脫粒等工作相平衡，故長等結論謂產量之決定僅用中行與用全部三行有同樣之準確度。再據 Stadler (16) 之研究，亦主張採用有保護行之單行區較有保護行之三行區為有利。惟邊行之捨棄，常足以使試驗機誤增大，分析結果如表二十。

表二十 各種大小形狀不同之試區區取中間行之標準差百分率

區 寬	區長(市尺)	8	12	16	24	48
未 除 去 區 組 間 之 變 異						
3		18.04	16.24	15.28	13.83	13.40
4		17.42	16.04	15.36	14.13	13.71
6		15.5	14.74	13.83	12.87	12.37
12		13.15	12.63	12.24	11.45	11.22
八 試 區 為 一 區 組 排 成 車 列						
3		14.91	12.70	11.68	10.23	8.46
4		15.70	14.59	13.73	13.04	12.11
6		14.75	13.36	13.39	12.76	12.25
12		13.70	13.00	13.04	12.16	—

由表二十可見，不論已否採用區組，任何組合所顯示之標準差百分率均較全區收穫者為大。但當試驗區畫大時，其標準變化之情形仍與全區收穫者相似，即自三行區以上之各組合反顯示較高之標準。Immer (8,9) 曾以甜菜之空口試驗比較各種組合全區收穫及中間行收穫對於用區之效率，二年之結果均顯示四行區用區最為經濟。換言之，即採用三行區較諸四行區反需用較大之面積方能獲得同等產量之收穫，此因舉四行區為甜菜最適宜之行距。本文現指示三行區最為有利，知以此種行距所組成之區組形狀其長寬之比率為四行區為小，適能剷除最多之土產也。

我國小麥育種試驗，行長以採用 12 市尺為普通，行距多為二市尺，以其便於改算為市畝市斤數故也。此種行長在試驗地極受限制時最為相宜，但若地積不受限制或欠均勻之田區似引長為 15 市尺至 20 市尺為最適。此種行長其改算因子各為 .8 及 .6，計算雖略煩，但在普通演算過程中，並無改算之必要，至最後始以總產量化為市畝市斤數，故改變因子如何，實可不必引為試驗行長之決定因素。至收穫時，處置亦便。通常順片排列法和生長習性及成熟期相同之品種種於一起，採用單行區，有時雖有生長競爭，當不致發生錯誤之結論。高級試驗之對比排列法，通常僅有少數品種發生劇烈之競爭作用，故為求試驗結果之準確計，最好三行分別收割以作比較，若遇有顯著競爭作用者，則僅用中間一行以作比較。至在隨機排列式之比較試驗中，生長競爭之影響往往頗大，尤以區域試驗的各種不同習性之品種於一個試驗中者為嚴重，預為避免此種作用之影響，若品種數目少時可採用四行區僅用中間二行計算產量，設若品種數目多至二十個，則可採用三行區，而用中行計算產量。

關於試區大小及形狀之決定，前此所討論者，盡以育種區為着眼點。育種以外之試驗

如坡度，土壤，肥料等則當又作別論，此等試區之大小及形狀在國外均在便於施用農具之原則下將試驗機誤合理的減小，美國 1933 年農藝學會田間試驗標準委員會 (1) 關於試區之大小及形狀之問題曾謂：「近年來有將大區減小，育種區由單行增至多行行之趨向」。

通常以 $\frac{1}{20}$ 至 $\frac{1}{80}$ 英畝呈狹長形之大區最為便利而適用。其寬向則與條播機或中耕機之寬度相等或為其半數，通常以 14 呎為輪軌，中耕，肥料等試驗之最小寬度，至其長度則大半取決于土地面積之大小及試驗性質而定。

重複輪轉田間試驗減低土壤差異最可滿意之方法，據多數學者研究，其次數增至五次或六次對於試驗機誤之低減極速，當其低減之程度則常與數理的期望相一致，一般學者幾皆認為在固定總面積下擴大試區不若增加重複次數之為有利。農藝界通常利用五次至十次重複以檢驗結果之顯著性，後者流於高級試驗時始採用之。本文測驗系統土差除去後應有之重複次數與 Reynolds 等 (15) 棉作試驗所得之結果相一致，即單行區表示利用六次重複已足，因在此界限以下之各次重複次數的增加，其試驗機誤之低減均頗顯著也。

關於隨機排列與順序排列之比較，Tedin (18) 曾將全世界各種不同區域之八種空白試驗材料研究不同之重複方法，結果顯示順序排列或發生偏誤，至其所得之機誤估數則較隨機排列式或大或小。潘瓦瓦 (13) 曾以水稻為試驗材料研究隨機排列及順序排列之得失，結果指明隨機排列式能獲得準確之可靠性。本文獲得與潘氏同樣之結論，但 Love (11) 實用相關法例證，應用順序排列之等級法不致引起重大之錯誤，且順序排列式之田間記載與收穫均較便捷，更以我國過去之小麥育種工作，向以重產區試驗，供試品種數目往往甚多，在此種情形下，採用重複較少之單行區順序排列法，按其植科之性狀為編排次序之標準，仍不失為適用方法。今後種系數目幾經淘汰而減少，則以採用隨機排列為優。隨機區組法每一重複區組中之品種數目愈少愈好，蓋期望每一品種所佔之試區在整個區組中為適比之樣本，唯有在較小之區組面積中方能獲得也。據 Hayes (6) 謂美國密西蘇里大學每區組之供試種系數常以 25 個或 25 個以下成績最佳云。

拉丁方與隨機區組二種設計，前者通常視為較優之設計。Yates (20) 曾以 Rothamsted 試驗場 1932—33 兩年拉丁方及隨機區組之實際收穫一百十九個作比較資料，平均而言，隨機區組排列收穫及拉丁方平均放率之 75%，此種低收尤以區組較大時為顯著。氏復搜集該場其他試驗站馬鈴薯及甜菜試驗一百二十一個作比較資料，亦顯示拉丁方為極有利之設計。然另據 Neymen (12) 分析十一位作者二十一種空白試驗之結果，曾發現其中有十四個試驗均以隨機區組為有利，此種相反結論之產生，要由于進行比較試驗之設計時，在可能情形下均能實行下列兩要點，即 (1) 區組內所包括之各試區為狹長形，及 (2) 試區之長邊跨佔變異之最大方向是也。我國一般農事試驗場每不注意土肥之趨向，在此種情形下，對於試區之排列方向將無從選擇，故採用拉丁方仍屬至上之設計。

惟拉丁方受處理數目之限制頗嚴，Fisher (4) 曾謂拉丁方之大小不宜超過 8×8 ，蓋處理項目過多，則縱行與橫行勢必太形狹長而失却其最大之功效。在同時處理數目不能過少，如 4×4 之拉丁方即已不能獲得極大之具體度。至于隨機區組排列則每區組內所含之處理數無絕對之限制，可自 2 至 10 或數多，設若處理項目過少，可增加其區組數使機

業具有足夠之自由度。再就各區組之排列言，則不必如拉丁方必需盡齊劃一之田區，以其具有此種適合性，實予試驗者以極大之便利。隨機區組尚有一種利益，因其區組可向同一之方向伸展，此種排列其系統得顯示於試驗地之一方，極適合于作示範試驗之用。

品種多時田間試驗之所法，據 Yates 本人根據空白試驗研究之結果，土壤差異較大之田區因子式能較隨機區組法增加 24-27% 之效率。Goulden (5) 更作詳盡之分析，據謂在謹慎之設計下不完全隨機區組可較完全隨機區組增加 20-50% 之效率，惟其所增加之程度與土壤差異成分之相關。若田區極為均勻，則其效率較弱，反之，若田區呈極顯著之塊狀土差，則其所獲之效率常可超過 5% 甚至 100%。氏同時復作試區與區組之大小及形狀對於相對效率之關係，指示狹長形試區所構成之方形或近于方形之區組所獲之效率往往極高。本文所得結果，顯示不完全區組為有效之方法，與 Yates 及 Goulden 兩氏所得結果相一致。

因子及不完全隨機區組除能獲較高之效率外，費于地形富于適合性之一點，尤足令人滿意。

因子法之重複次數一如隨機區組法可視試驗需要之準確程度而任意增減，就每一試驗所需之鋪面積言，亦與舉行同樣之隨機區組法相同，故就其用費及勞力言，可不致增加。若就其分析結果言，雖稍較費時，但採用是法均係廣大之試驗，計算工作較諸田間調查及室內試驗工作所費之時間實其較小者耳。

不完全隨機區組法，所需之重複次數隨品種數目之多少而逐漸增加，且係固定，若品種數目超過 50 以上，則其所需重複次數較諸農藝習慣所用者為多，如 84 個品種需重複九次，81 個品種需重複十次。惟此法計算既簡便且結果極準確，實為最完善之設計，故供試品種數在 50 左右，採用此法極為適合，設超過此數，則以採用因子式為端。

摘 要

本文目的在檢討小麥田間試驗最適宜試區之大小，形狀及重複次數，同時並比較各種排列法對於品種多時田間試驗之新法亦加論列。結果之計算採用變量分析法。

同一形狀之試區，其面積擴大，土壤異常循序低減，初驟而後漸，惟經區組剔除土差後，區組增大反足以招致試驗機誤之增加，故試區不宜無限擴大。

在任何固定試區面積下，狹長形試區常較有利。一般認為土壤變異之方向為其形狀之決定因子。方形或近于方形之區組常能剔除最多之土差。區組內各試區之排列應建築于試區極程度接近之原理上，狹長形試區最適用此種需求。當區組擴大，區組之形狀尤見重要。

重複次數增加，試驗機誤之低減極速，幾與數學的期望相吻合，單行區重複大次以後，對於機誤之影響較小，增加重複較擴大試區為有利。

經 X² 試驗所獲結果，順序排列與理論不相符合，所獲機誤亦較隨機排列為大。但據前人研究結果實證其不致引起錯誤之結論，且以其工作手續較簡單，故在育種初步比較試驗時堪供採用。

本文指示拉丁方較隨機區組為有利，惟狹長形試區若屬于土壤變異之有利方向，幸極

者所獲誤差可較前者為小。但土壤變異之方向在舉行試驗前常為未知事，若處理項目在四個至八個之間，仍以採用拉丁方為勝。

當品種多時，變因子及不完全隨機區組法常較現行設計之方法能獲較高效率，且適於處置棘手之地形。尤以檢法計算較易而結果準確，純系變種之第四年（即十行行）起及區域試驗，如品種超過 29 以上，可廣為採用。

最小試區用地最為經濟，若地積有限，育種之初期，可採用行長 12 市尺之單行區。若地積不受限制，則以行長為 15 市尺至 20 市尺為佳。精密試驗可採用三行區或四行區，以備進行捨棄之用。重複次數視需要之準確度可自五至十次。

舉行大區試驗，處理項目較少，以採用隨機排列式為勝，重複自四次至六次已足。

本文分析之材料，自種直至收穫係蒙同事周羊起先生管理，結果之計算得周君文蔚之助力不少，謹此誌謝。

參 考 文 獻

1. American Society of Agronomy, Committee for the Standardization of field experiments, *Jour. Amer. Soc. Agron.*, 25: 803-828, 1933.
2. Christidis, B. G., The importance of the shape of plots in field experimentation, *Jour. Agr. Sci.*, 21: 14-37, 1931.
3. Day, J. W., The relation of size, shape, and number of replication of plots to probable error in field experiments, *Jour. Amer. Soc. Agron.*, 2: 100-103, 1910.
4. Fisher, R. A., *The design of experiments*, 2nd ed., Oliver and Boyd, London and Edinburgh, 1936.
5. Goulden, C. H., Efficiency in field trials of pseudo-factorial and incomplete randomized block methods, *Canadian Jour. Res.*, 15: 231-241, 1937.
6. Hayes, H. K., *Methods of plant breeding*, National Agricultural Research Bureau, Nanking, 1936.
7. Hayes, H. K. and A. C. Army, Experiments in field technic in red row tests, *Jour. Agr. Res.*, 11: 419-419, 1917.
8. Immer, F. R., Size and shape of plot in relation to field experiments with sugar-beets, *Jour. Agr. Res.*, 44: 649-668, 1932.
9. Immer, F. R. and S. M. Raleigh, Further studies of size and shape of plot in relation to field experiments with sugar beets, *Jour. Agr. Res.*, 47: 591-598, 1933.
10. Kiesselbach, T. A., Experimental error in field trials, *Jour. Amer. Soc. Agron.*, 11: 235-241, 1919.
11. Love, H. H., *Application of statistical methods to agricultural research*, The Commercial Press, Shanghai, 1930.
12. Neyman, J., K. Iwaszkiewicz, and S. T. Kolodziejczyk, Statistical problems in agricultural experimentation, *Supplement to Jour. Roy. Stat. Soc.*, 2: 107-154, 1935.
13. Pan, C. L., Uniformity trials with rice, *Jour. Amer. Soc. Agron.*, 27: 273-285, 1935.
14. Pearson, E. S., et al., *Tables for statisticians and biometricians*, 2nd ed., Cambridge Univ. Press, London, 1924.
15. Reynolds, E. B., D. T. Killough, and J. T. Vantine, Size, shape and replications of plots for field experiments with cotton, *Jour. Amer. Soc. Agron.*, 26: 725-734, 1934.
16. Stadler, L. J., Experiments in field plot technique for the preliminary determination of comparative yields in small grains, *Mo. Agr. Exp. Sta. Res. Bull.*, 49, 1921.
17. Steingfield, G. W., Interspecific competition among small grains, *Jour. Amer. Soc. Agron.*, 19: 917-923, 1927.

18. Tedin, G. The influence of systematic plot arrangement upon the estimate of error in field experiments. *Jour. Agr. Sci.* 21: 191-203, 1931.
19. Wiebe, G. A. Variation and correlation in grain yield among 1,00 wheat nursery plots. *Jour. Agr. Res.* 10: 351-357, 1935.
20. Yates, F. Complex experiments. *Supplement to Jour. Roy. Stat. Soc.* 2:181-247, 1935.
21. ———. A new method of arranging variational trials involving a large number of varieties. *Jour. Agr. Sci.* 26: 424-455, 1936.
22. ———. Incomplete randomized blocks. *Ann. Eugen.* 7:121-140, 1936.

STUDIES ON FIELD PLOT TECHNIQUE IN WHEAT

Hsu Tsai and C. Y. Chow

Studies were made to determine the most efficient size, shape of plot and the suitable number of replication of plots. The efficiency of systematic and randomized distribution of replicated plots was compared, and the field plot designs for testing large number of varieties recently developed by Yates was taken in consideration. The "Analysis of Variance" method was used in analysing the data.

In general, standard error per cent per plot decreases gradually with the increase of the plot size, but the rate of reduction is very slight as the plot becomes larger.

For any given plot size, long, narrow strips of plots give great precision than short, wide ones.

It is shown that approximately square shaped blocks eliminate soil heterogeneity more efficiently than rectangular and narrow ones. The orientation of the plots within the blocks should be based on the principle of Maximum Contiguity, when narrow strips are recommended. With the increases of the area of block, the shape of the blocks is the most important factor in determining efficiency.

Replication may decrease the experimental errors as much as expected, and that any number of replications more than six has little effect in reducing error.

With the systematic arrangements the deviations from mathematical expectation are too great to be explained on the bases of random sampling, the estimates of this arrangement are greater than those derived from random arrangement. But former investigators have indicated that this method of interpreting results, especially the use of graded method, will not lead to a serious error. Furthermore, this plan facilitates somewhat the mechanical operation of taking records. Therefore, in the preliminary test, it is worthy to be used.

The Latin squares method is regarded as the better design, but a few figures

show this is not true, if the narrow long plots within the randomized block are laid with care to the trend of soil fertility. It must be realized, then, that the direction of fertility gradient is usually unknown, so that the Latin square lay-out is usually preferable.

The Pseudofactorial and Incomplet randomized blocks Methods are more efficient, in general, for testing a large number of varieties than any other methods that have been devised. Furthermore, the greater adaptibility of these methods to irregular shaped fields, in addition to greater efficiency, will be general recommended. Particularly, the latter method possesses both the simplicity of calculation and greater precision in all comparisons. For the 4th. year trial (10 R. R.) in pure line selection and the regional tests when number of varieties exceeds 25, it will be more desirable to use the Incomplete Randomized Blocks.

Under practical consideration, plot size and number of replications may be varied within a moderate range. In general, the small plot with more replications is more efficient in the usage of land; if the land is limited, single plot, 12 feet long, will be enough to give fair accuracy. On the other hand, where the land is not limited, the plots 15 to 20 feet long may be the best. With advanced test, the plots of 3 or 4 rows should be adopted to allow the removal of border rows. For nursery experiments, 6 to 10 replications, depending upon the precision desired, are recommended; for field plot tests, 3 to 6 replications is recommended.

栽培稻多穎性遺傳之研究¹

管相桓 涂敦鑫 張月輝

所謂多穎稻，乃其小穗上，內外穎與護穎之間，除通常穎片外，有穎外穎片之着生，亦即山崎守正氏(11)所稱之畸形稻。此種多穎現象，在四川水稻栽培品種中，如水白條，隣水稻，谷兒子等，及由國內外引進之品種，如野禾，不作不知，Marratili 等中，皆有發現。惟其變異複雜，如一穗上多穎小穗所占之百分率，不僅隨品種而異，並受年份之影響；多穎小穗之穎外穎片數，亦各不同，最多有至5者，至於此類變異之詳情，及其可能致變之原因，俟另文報告，本文僅述及致使多穎性之主因子及與其他性狀，如矮生，葉舌色，葉綠色等七性狀之遺傳關係。

材料及方法

雜交所用之親本如下：

- (一)多穎水白條：多穎，稃尖柱頭有色，屬印度型稻，係由成都水白條中選出。
- (二)多穎隣水稻：多穎，葉鞘微帶紫色，稃尖柱頭有色，其他無色，屬印度型稻，係由隣水稻中選出。
- (三)中大帽子頭：正常穎，全部無色，屬印度型稻。
- (四)六十子：正常穎，屬印度型稻。
- (五)紫大黑：正常穎，矮生型，葉鞘，葉耳，葉舌，葉緣，中肋，稃尖及柱頭均有色，屬日本型稻。

雜交所得之 F_1 ，分別播種於溫室內之瓦鉢中， F_2 及 F_3 則種植於田間，紫大黑與多穎隣水稻之雜種第二代，因係型間雜交，成熟期多延遲，結實率亦甚低，故所收穫之種子較少，並多有未達充分成熟者，以致第三代所得母系之植株頗少，不能作證明第二代分離情形之用。

實驗結果

(一)多穎性之遺傳

以正常穎之中大帽子頭(♀)與多穎水白條及正常穎之六十子(♀)與多穎隣水稻雜交， F_1 之穎均係正常。在 F_2 則正常穎與多穎之分離，約為3:1(表一)。在 F_2 之正常穎中，由 F_2 之觀察，不再分離者約為 $\frac{1}{3}$ ，分離者約為 $\frac{2}{3}$ (表二)。在分離系中，其正常穎與多穎者之比，亦約為3:1(表三)。故多穎性係由一隱性因子 s 所支配。

1. 四川農業改進所稻多穎性遺傳研究論文，本文完成期間承李先階博士子白家驊及費金與陳文興兩先生惠助，謹此誌謝。

表一 各組合內多穎性之分離

組 合	F ₁	F ₂ 觀察數		比 例	F ₂ 理論數		D.±S.E.	總 數
		正常類	多 穎		正常類	多 穎		
中大稻子穎×多穎水白條	正常類	4.9	150	3:1	441	147	12±10.50	588
六十子×多穎晚水稻	正常類	84	15	3:1	74.25	24.75	9.75±4.27	99
紫大黑×多穎晚水稻	正常類	212	5	63:1	213.61	3.39	1.61±1.8	217

表二 中大稻子穎×多穎水白條 F₂ 正常類與多穎系之分離

	不 分 類 系	分 類 系	總 數
觀察數	19	35	54
理論數(1:2)	8	36	
D±S.E.	1±3.46		

表三 中大稻子穎×多穎水白條 F₂ 多穎系之分離

	正 常 類	多 穎 類	總 數
觀察數	314	115	429
理論數(3:1)	321.75	107.25	
D±S.E.	7.75±8.97		

紫大黑(♀)與多穎晚水稻雜交，F₁之類亦係正常，F₂中212株屬正常類，5株屬多穎，二者之比，約為43:1。在此，多穎性似由三顯性因子 g₁, g₂, g₃ 所支配，但F₂因植株數不足，未能用以證明F₂所分離之比例，誠屬憾事。

(二) 多穎性與其他性狀之遺傳關係

(1) 矮生型 矮生型與正常型稻之遺傳，據 Parnell 等(7)，杉本(9)，明峯(1)，永井(12)，山口(13)及 Jones (5)諸氏之報告，矮生為隱性，係單因子遺傳，惟在杉本(9)之另一例中，則謂矮生為顯性，仍屬單因子遺傳。矮生型紫大黑與多穎晚水稻雜交，F₁屬正常型，F₂中正常與矮生型之分離，約為3:1，故矮生型為隱性與支配多穎性之 g₁, g₂, g₃ 三因子間係獨立分離(表四)。

(2) 葉舌色 葉舌色之分離，據 Hector 氏(3)之報告，F₂有色與無色者之比，有為9:7者，亦有為27:37者，因所用親本不同而異。葉舌紫色之紫大黑與無色之多穎晚水稻雜

表四 紫大黑×多穎籼水稻₂多穎性與矮生型之獨立分離

	正 常 穎		多 穎		總 數
	正 常 型	矮 生 型	正 常 型	矮 生 型	
觀察數	157	55	4	1	217
理論數(189:63:3:1)	160.20	53.59	2.56	0.81	
D	-3.2	1.61	1.44	0.16	

$\chi^2=0.951$ P=0.8161

交，F₁為紫色，F₂有色與無色之分離約為9:7，為二對因子之遺傳。此二因子與支配多穎性之g₁,g₂,g₃三因子無連繫遺傳關係(表五)。

表五 紫大黑×多穎籼水稻₂多穎性與葉舌色之獨立分離

	正 常 穎		多 穎		總 數
	紫 色	無 色	紫 色	無 色	
觀察數	110	102	3	2	217
理論數(567:441:9:7)	120.15	93.45	1.91	1.48	
D	-10.15	9.55	1.09	0.52	

$\chi^2=2.636$ P=0.4587

(3) 葉綠色 以葉綠有色之紫大黑與無色之多穎籼水稻雜交，F₁之葉綠有色，F₂有色與無色者之分離，約為3:1，係單因子遺傳。此因子與支配多穎性之g₁,g₂,g₃三因子，係獨立分離(表六)。

表六 紫大黑×多穎籼水稻₂多穎性與葉綠色之獨立分離

	正 常 穎		多 穎		總 數
	紫 色	無 色	紫 色	無 色	
觀察數	158	54	4	1	217
理論數(189:63:3:1)	160.20	53.39	2.56	0.84	
D	-2.20	0.61	1.44	0.16	

$\chi^2=0.876$ P=0.8328

(4) 葉耳色 葉耳之色素遺傳，據 Jones (4)山口(13)二氏之報告，為三對因子遺傳。F₂有色與無色之分離，為27:37。但 Hector (3)之結果，F₂有色與無色為9:7，係二對因子遺傳。以有色之紫大黑與無色之多穎籼水稻雜交，F₁之葉耳有色，F₂有色與無色之

分離約為3:1，係單因子遺傳，其與多類因子 g_1, g_2, g_3 無連繫遺傳關係(表七)。

表七 紫大黑×多類暹水稻 F_2 ：多類性與葉耳色之獨立分離

	正 常 類		多 類		總 數
	紫 色	無 色	紫 色	無 色	
觀察數	161	51	4	1	217
理論數(169:62:3:1)	160.10	53.59	2.56	0.84	
D	0.80	-2.59	1.44	0.16	

$$\chi^2 = 0.99 \quad P = 0.3165$$

(5) 科尖柱頭色 科尖柱頭之色素遺傳，據 Hector (3) 喬達芳(2) 二氏之報告，有色為顯性， F_2 中有色與無色之分離，有為3:1者，亦有為9:7者。以無色之中大帽子頭與有色之多類水白條雜交， F_1 為有色， F_2 有色與無色之比約為9:7。此致使得科尖柱頭色之二互補因子與多類性 g 因子，係獨立分離(表八)。

表八 中大帽子頭×多類水白條 F_2 ：多類性與科尖柱頭色之獨立分離

	正 常 類		多 類		總 數
	紫 色	無 色	紫 色	無 色	
觀察數	263	166	89	70	588
理論數(27:21:9:7)	248.13	192.99	82.71	64.33	
D	14.87	-26.59	6.29	5.67	

$$\chi^2 = 5.645 \quad P = 0.133$$

(6) 中肋色 中肋青色之紫大黑與無色之多類暹水稻雜交， F_1 之中肋有色， F_2 有色與無色之比，約為9:7，係二對因子遺傳，此二因子與多類因子 g_1, g_2, g_3 係獨立分離(表九)。

表九 紫大黑×多類暹水稻 F_2 ：多類性與中肋色之獨立分離

	正 常 類		多 類		總 數
	紫 色	無 色	紫 色	無 色	
觀察數	119	93	3	2	217
理論數(597:441:9:7)	120.15	93.45	1.91	1.43	
D	-1.15	-0.45	1.09	0.52	

$$\chi^2 = 0.817 \quad P = 0.3650$$

(7) 叶鞘色 叶鞘之色素遺傳，據竹崎(10)山口(13)二氏之報告， F_2 有色與無色之分離為27:37，受三對互補因子之作用。Hector氏(3)則謂叶鞘之色素遺傳，在 F_2 有色與無色之分離，除27:37外，尚有3:1,9:7,15:1諸比例。以叶鞘有色之紫大黑與無色之多穎籼水稻雜交， F_1 為有色， F_2 有色與無色之分離，約為13:3，故叶鞘之色素遺傳，係受一對綠色色素因子與一對抑制因子之支配，此二對因子與多穎因子 g_1, g_2, g_3 無連繫關係(表十)。

表十 紫大黑×多穎籼水稻 F_2 多穎性與叶鞘色之獨立分離

	正 常 穎		多 穎		總 數
	紫 色	無 色	紫 色	無 色	
觀察數	173	39	4	1	217
理論數(819:189:13:3)	173.55	40.05	2.75	0.63	
D	-0.55	-1.05	1.25	0.37	

$\chi^2=1.021 \quad P=0.7916$

討 論

多穎性之染色體數及減數分裂，皆屬正常。多穎性在中大帽子頭與多穎水白條及六十子與多穎籼水稻二雜交組合中皆係一隱性因子 g 所支配，但在紫大黑與多穎籼水稻之組合中，似受三隱性因子 g_1, g_2, g_3 所支配。為何於同一之多穎籼水稻種，因所用母本之不同，而得不同之二種結果，其不同之原因，當在母本。由是多穎籼水稻之多穎因子必為 $G_1, G_2, G_3, g_1, g_2, g_3$ ，因其與紫大黑雜交之 F_2 ，係三因子分離，故紫大黑之因子型必為 $G_1, G_2, G_3, g_1, g_2, g_3$ 。六十子與多穎籼水稻之雜交後裔，係單因子分離，故六十子中必有二多穎隱性因子之存在，茲暫設為 g_2, g_3 ，則六十子之因子型，應為 $G_1, G_2, g_2, g_3, g_1, g_2, g_3$ 。同樣，多穎水白條之因子型可為 $g_1, g_2, g_3, g_2, g_3, g_1, g_2, g_3$ ，中大帽子頭之因子型亦可為 $G_1, G_2, g_2, g_3, g_1, g_2, g_3$ 。此多穎隱性因子 g_1, g_2, g_3 相互間之關係，可有二種可能解釋：(1) g_1, g_2, g_3 為三獨立不同之隱性因子，可任意分佈於三個來源毫不相涉之染色體上，惟多穎性之表現，必須此三因子同時存在，任一因子被其相對之顯性因子抑制時，則多穎性即不能表現。(2) g_1, g_2, g_3 為三隱性重複因子，在此假設下，有一必須條件，即任何一個顯性因子 G 之強度，須能超過五個隱性因子能力之總和，則具有 $G_1, g_1, g_2, g_2, g_3, g_3$ 等因子型者，其外表型始屬正常， F_2 中正常穎與多穎之分離始為63:1。栽培稻中有三重複因子之存在，於其染色體組之構成上，亦有可能性。據Sakai(8)及Nandi(6)二氏之報告，栽培稻染色體之第一次基數(Primary basic number)，可能為“5”，栽培稻之來源，可能由具A, B, C, D, E 五染色體及 A_1, B_1, C_1, D_1, E_1 (此種係由具A, B, C, D, E 之原始種染色體構造上發生變化而來)五染色體之二原始種雜交，因 F_1 減數分裂之不正常，致使A₁ 及B₁ 各重複一次，復雜以染色體數之倍加，即形成以“12”為第二次基數(Secondary basic number)之平衡異質四元體(Balanced allo-tetraploid)，其單元數之組成為：

AA ₁	A ₁
B	B ₁ B
C	C ₁
D	D ₁
E	E ₁

即在單元數內，A組及B組之三染色體在來源上，有相同關係。故在A組或B組之三染色體上，各有相同因子之存在，誠屬可能。

提 要

多穎性在中大帽子頭與多穎水白條，及六十子與多穎籼水稻之雜交後裔中，顯示單因子之分離，多穎為隱性，其符號為 g_1 。在紫大黑實多穎籼水稻雜種後裔中，則顯示三因子之分離，三多穎因子，皆屬隱性，其符號為 $g_1g_2g_3$ 。

多穎性與矮生型，叶舌色，叶緣色，叶耳色，稃尖柱頭色，中肋色，及叶鞘色等七性狀，無連鎖遺傳關係。

參 考 文 獻

1. Akemine, M. On the inheritance of dwarfness in rice Mitt. Ges. Wiss. Japan 1:7. 1929.
2. Chao, L. F. Linkage studies in rice. Genetics 12:133-169. 1928.
3. Hector, G. P. Correlation of color characters in rice. Mem. Dept. Agri. India, Bot. Ser. 11:153-183. 1922.
4. Jones, J. W. Inheritance of anthocyan pigmentation in rice. Jour. Agr. Res. 40:1105-1128. 1930.
5. ———. Inheritance of characters in rice. Jour. Agr. Res. 47:771-782. 1933.
6. Nandi, H.-K. The chromosome morphology secondary association and origin of cultivated rice. Jour. Gen. 33:315-336. 1936.
7. Parnell, F. R. et al. The inheritance of characters in rice. II. Mem. Dept. Agri. India, Bot. Ser. 11:185-208. 1922.
8. Sakai, K. Chromosome studies in *Oryza sativa* L. I. The secondary association of the meiotic chromosome. Jap. Jour. Genetics, 11:145-156. 1923.
9. Sugimoto, S. Some examples of the production of anomalous race in rice (in Japanese). Jap. Jour. Genetics 2:71-75. 1923.

10. Takezaki, Y. Inheritance of leaf color in purple rice (in Japanese). Jap. Jour. Genetics 2:95-101. 1921.
11. Yamasaki, M. On the occurrence of deformation in *Oryza sativa* L. (in Japanese). Jap. Jour. Genetics, 2:31-38. 1923.
12. 永井威三郎・日本稻作講義・1936.
13. 長尾正人・稻之遺傳與育種・1936.

GENETICAL STUDIES ON THE POLYHUSKS IN CULTIVATED RICE (*ORYZA SATIVA* L.)

H. H. Kuang, D. S. Tu and Y. H. Chang

Polyhusk is an abnormal character of rice discovered first in Japan and again in Szechuan by the writers. In such abnormal plants, glumes additional to the normal ones are produced. It is a simple Mendelian character. In the crosses, normal Mao-Tze-Tou x polyhusked Shui-Pei-Tiao and normal Lu-Shih-Tze x polyhusked Lin-Shui-Tao, the F_1 is normal and the F_2 individuals segregate into 3:1 ratio. The gene specific to this character is denoted as g_1 . In another cross normal Tze-Ta-Hei x polyhusked Lin-Shui-Tao, however, the segregation in F_2 to a ratio of 63:1 indicates that this character is determined by triplicate genes which are denoted here as g_1, g_2, g_3 .

The polyhusked character has no linkage relation with the seven characters studied, namely, dwarfness, and color of ligule, leaf margin, auricle, apiculus and stigma, midrib and leaf sheath.

皂礬(硫酸亞鐵)之殺菌力及其於大麥種子消毒之應用

凌 立 李祖桂

皂礬為川產礦物，其主要成分為硫酸亞鐵。抗戰以還，為應事實需要，曾以各種土產礦物試驗其殺菌効力，以期發見價廉易得之殺菌劑。皂礬即試驗中發見具有成效之一種，可應用以作大麥種子消毒劑防治條紋病及堅黑粉病。本文即綜述數年來試驗之結果。

皂礬之化學成份及其於殺菌劑應用之可能性

自成都市市場購得之皂礬，據分析結果，約含硫酸亞鐵90—94%，及相當成份之硫酸鐵。茲將試驗中應用最多之一種樣品分析結果，摘錄如下，以見大概。

$\text{FeSO}_4 \cdot 7\text{H}_2\text{O}$	92.6%
$\text{Fe}_2(\text{SO}_4)_3$	6.7%
H_2SO_4	極少量
S_2	極少量
水分	極少量

其他自市場購得之樣品，成分大致相同，惟間有他種雜質如 Cl 等存在。

硫酸鐵之殺菌力，已往曾數經試驗。Wutinrich (7)於1892年以馬鈴薯晚疫病 (*Phytophthora infestans*) 小麥稈銹病 (*Puccinia graminis*) 及麥角病 (*Claviceps purpurea*) 病菌之孢子作發芽試驗，發見硫酸亞鐵之毒力為硫酸銅十分之一，為氯化汞百分之一。其後 Gard (2)證明其能抑止 *Armillaria mellea* 孢子之發芽及菌絲束之生長。Abe (1)以稻瘟菌 (*Piricularia Oryzae*) 作試驗，謂硫酸鐵於洋菜培養基中，在 1/50 M 濃度時可抑止菌絲之生長，然於液體培養基中，則在 1/200 M 濃度時即有同樣作用。Nisikado 及 Yamanti (6)發見松材變色之 *Ceratostomella Pini* 菌於萬分之一濃度硫酸鐵中即不能生長，氯化汞則於十萬分之一濃度時即有同樣作用。惟據 McCailan 及 Wilcoxon (5)之研究結果，則 $\text{Fe}(\text{SO}_4)_3 \cdot (\text{NH}_4)_2\text{SO}_4 \cdot 24\text{H}_2\text{O}$ 並無殺菌之效。

硫酸鐵於實際植物病害防治上之應用，始於 Millardet (4)。自1878年，葡萄霜霉病輸入法國，為害甚烈。Millardet 於發明波爾多液之前，即試用硫酸鐵粉撒佈，頗著成效。其後 Olive (4)復試用硫酸鐵溶液防治梨黑斑病。自含銀殺菌劑發見而後，硫酸鐵之應用僅限於下列數端：(1)作為石灰硫黃合劑之補充物，以增加其黏着力，而減少藥害；(2)果樹呈缺乏葉綠素病徵時之治療；(3)橫木創口塗佈；(4)間或用作土壤消毒劑，或塗抹植物根部，預防土壤中病菌之侵襲。

現時試驗皂礬應用於植物病害防治之可能性，主要者為下列三途：(1)噴施劑，(2)果實消毒劑及(3)種子消毒劑。

用作噴施劑之初步試驗，係將皂礬液與石灰液用各種方式配合，皂礬石灰及水之用量比例為 1:1:100。硫酸亞鐵與石灰所起作用似不若硫酸銅與石灰之強。此種混合液沉澱後，予以分析，仍有多量之 FeSO_4 及 $\text{Fe}_2(\text{SO}_4)_3$ 存在，其他則有 $\text{Fe}(\text{OH})_3$ 及 $\text{FeO}(\text{SO}_4)$

Ca之化合物，除未起作用之石灰外，多為 CaSO_4 。此種配合液以之噴施於棉花及花生上雖亦能抑止棉花之縮葉病與數種葉斑病，及花生之 *Carospora* 葉斑病之發生，惟其效果僅遜於波爾多液，而藥害甚烈。噴藥後之植株，葉緣發黑，漸致全葉枯萎。據 Gassner 及 Strain 之報告(3)，噴施10%之硫酸鐵，亦足使小麥及黑麥之葉片發生焦枯甚烈。故根據此種結果，硫酸鐵用作噴施劑之可能性似屬無多。

金陵大學植物病理研究室，曾以硫酸鐵，作為種子洗濯消毒劑，備試驗之結果，不特無防制病害之效，且經處理後，*Thoma* 所致之果實病轉形增加。

以皂素作為大麥種子消毒劑試驗之結果，則發見其對於藉種子以傳播之病害頗有防治之效，殊有應用可能。試驗結果，詳見下文。

皂素對於病菌之毒效

皂素對於病菌之毒效試驗，分為孢子發芽及菌絲生長兩種。所用皂素係經重複結晶，含硫酸亞鐵量在96%以上。所用水亦經重複蒸餾，以免雜質。所用玻璃器皿均經洗淨。

孢子發芽試驗中用病菌二種，即大麥條紋病 (*Helminthosporium graminum*) 及堅黑粉病 (*Ustilago hordei*) 是也。將不同濃度之硫酸亞鐵溶液滴置玻片上，病菌孢子灑置溶液浮面，玻片置保持高濕度之培養皿內。試驗時室溫在 23°C 左右。孢子發芽率之檢定，條紋病菌於四小時後，堅黑粉病菌於十六小時後行之。所獲結果見表一。

表一 硫酸亞鐵於大麥條紋病及堅黑粉病菌孢子發芽之影響

硫酸亞鐵 濃度 (%)	孢子發芽率 (%)	
	<i>Helminthosporium graminum</i>	<i>Ustilago hordei</i>
5.0	0	0
3.0	0	0
2.0	0	0
1.5	0	0
1.0	0.5	0
0.5	4.4	0
0.1	12.3	0
0.05	15.3	1.7
0.01	86.8	25.4
0.005	94.3	28.1
0.001	91.8	26.1
0 (對照)	67.6	46.0

據所獲結果以觀，大麥條紋病菌之抵抗力較強，於硫酸亞鐵濃度達1%時，孢子尚有少數發芽，至1.5%時則已全數不能發芽。在低濃度溶液(0.001—0.01%)中孢子發芽率且較對照為高，顯見微量之硫酸亞鐵且具有刺激發芽之能力。大麥堅黑粉病菌對於硫酸亞鐵之抵抗力較遜，於0.1%溶液中已不能發芽。在濃度較低之溶液中，孢子雖能發芽，惟發芽對照不惟發芽率低減，且發芽所需時間延長，芽管之生長亦頗受抑制。

更進而測定硫酸亞鐵對於病菌孢子發芽之影響，係屬暫時之抑止，或係確能致孢子死亡。仍以大麥條紋病菌為試驗材料。將孢子浸漬於不同濃度之硫酸亞鐵溶液中，自一至四小時後，置離心機內旋動，使孢子集中溶液底層，然後將上層溶液傾棄，加入蒸餾水，再行旋動，以期將孢子洗淨。最後將沉底之孢子液取出，作發芽試驗。所獲結果(表二)與孢子直接在硫酸亞鐵溶液內發芽者相似。惟孢子在 1.5% 溶液中浸漬一小時後，尙有少數仍能發芽耳。

表二 大麥條紋病菌孢子浸漬於硫酸亞鐵溶液後於其發芽之影響

硫酸亞鐵 濃度(%)	孢子經下列時間浸漬後之發芽率(%)		
	1 小時	2 小時	4 小時
5.0	0	0	0
2.0	0	0	0
1.5	0.5	0	0
1.0	1.7	0	0
0.5	38.7	9.6	7.6
0.1	55.3	27.4	15.7
0.05	67.4	40.0	21.2
0(對照)	75.8	48.1	71.2

硫酸亞鐵對於病菌菌絲生長之毒力試驗，用病菌三種，大麥條紋病而外，為柑橘綠霉病(*Penicillium digitatum*)及青黴病(*P. italicum*)。病菌分別種於50cc. 容量之三角瓶內，每瓶盛20cc. 之馬鈴薯葡萄糖培養液，培養液內分別加入不同重量之硫酸亞鐵，使成各種濃度，而以不加硫酸亞鐵者作對照。所有培養均置 26°C 之定溫箱內，經十日後，將菌絲分別於 100°C 高溫下烘乾，測定重量。

所獲結果詳見表三。三種病菌之菌絲生長於 0.5% 硫酸亞鐵培養液中，其重量均減至相當於對照 60% 左右。在 1% 濃度時，大麥條紋病菌已不能生長。但其他二種病菌，則在 0.5% 以上之濃度中未加試驗。

表三 硫酸亞鐵於大麥條紋病及柑橘綠霉青黴病菌菌絲生長之影響

硫酸亞鐵 濃度(%)	平均菌絲重量(Mg.)		
	<i>Helminthosporium gramineum</i>	<i>Penicillium digitatum</i>	<i>Penicillium italicum</i>
1.5	0	—	—
1.0	0	—	—
0.5	44.3	19.4	28.5
0.1	49.4	24.5	32.8
0.05	86.2	43.5	41.7
0(對照)	77.1	30.9	44.1

大小麥病害田間防治試驗

條紋病及堅黑粉為大麥最重要之病害，而禱黑粉病 (*Urocystis Tritici*) 之為害小麥亦甚普遍，此類病害均藉種子以傳佈，可用種子消毒劑予以防治。故自二十六年起，即以此三種病害為材料，試驗皂礬應用於種子消毒之效果。所用大麥種子均係前一年於川北射洪受病極劇之田內收集而來。以條紋病及堅黑粉病受天然之侵染時，其病菌每較人工接種為深入種子也。小麥種子則係以人工與禱黑粉病菌混和。皂礬即用自市場購得，未經精煉者。

大麥條紋病之防治曾經二十六及二十七兩年之試驗。均以麥種浸漬於溫度不同之皂礬液內若干小時，取出後稍加陰乾，即行下種。結果詳見表四。二十六年所採浸種時間為四小時及八小時，據結果以論，皂礬液濃度在 0.5% 時或 1% 浸種四小時無顯著效果。1% 濃度浸種八小時或 2% 濃度浸種四小時，減低受病率達 50% 左右。2% 濃度浸種八小時及對照中之硫酸銅浸種則防病之效顯著。二十七年試驗所獲結果較二十六年為顯著，所採浸種時間為八小時及十六小時，惟二者之效果無甚區別。皂礬液濃度自 1% 至 3% 成效亦復相若。麥種經浸種後，發病率均在 0.2% 以下，似均優於硫酸銅。

據每行株數以觀，皂礬浸種顯與種子發芽率及植株生存率無甚影響。而硫酸銅液浸種，則在二十七年試驗中，每行植株數頗為低減，顯有藥害。

大麥堅黑粉病及小麥禱黑粉病之防治試驗，除 1—5% 皂礬液浸種四小時外，尚用數種

表四 皂礬 硫酸亞銨 種防治大麥條紋病結果

皂礬濃度 (%)	二十六年			二十七年		
	浸種時間 (小時)	平均每株數*	平均受病率 (%)	浸種時間 (小時)	平均每株數*	平均受病率 (%)
0.5	4	86	11.5	—	—	—
	8	91	10.6	—	—	—
1.0	4	97	10.7	8	180	0.2
	8	82	5.9	16	172	0.2
1.5	4	—	—	8	119	0
	8	—	—	16	181	0.1
2.0	4	100	6.4	8	176	0
	8	95	2.8	16	171	0
2.5	4	—	—	8	166	0
	8	—	—	16	169	0
3.0	4	—	—	8	173	0
	8	—	—	16	163	0
對照一 硫酸銅液	4	85	1.5	16	120	0.4
對照二 不處理	0	14	12.5	0	167	10.9

* 二十六年行長5市尺，播種量4克，重複8次。二十七年行長10市尺，播種量7克，重複10次。

• 硫酸銅液濃度二十六年為0.5%，二十七年為2.0%。

其他處理，以作比較。此數種處理為(1)0.5%硫酸銅液浸種四小時；(2)32倍福美林稀藥液浸種十分鐘；(3)Ceresan 拌種，每英斗種子用藥量二英兩；(4)New Improved Ceresan 拌種，每英斗種子用藥量半英兩；(5)溫湯浸種，冷漬四小時，水溫小麥 54°C，大麥 52°C。

試驗結果見表五。皂礬液浸種之效以 5% 為最佳。對於大麥堅黑粉病，皂礬液防治之效，與硫酸銅及福美林相埒，而遜於美國製之有機汞化合物 (Ceresan 及 New Improved Ceresan)。對於小麥稈黑粉病，則皂礬液遜於其他各種處理，惟 5% 溫度液浸種後，仍有顯著防病之效。

表五 皂礬液浸種及其他各種處理防治大小麥黑粉病結果

處 理	平 均 受 病 率 (%)	
	大 麥 堅 黑 粉 病	小 麥 稈 黑 粉 病
皂 礬 液 1%	10.9	13.5
皂 礬 液 2%	5.8	8.2
皂 礬 液 5%	1.4	5.3
硫 酸 銅 液 0.5%	1.8	1.5
福 美 林	2.0	1.3
Ceresan	0.1	0
New improved ceresan	0	0.5
冷 漬 溫 湯 浸 種	4.3	0.8
不 處 理 (對 照)	10.0	41.2

皂礬對於大麥種子發芽之影響

國外常用之浸種劑如硫酸銅及福美林等，其最大之缺點，即為損及種子發芽率。惟此種損害，多由於機械打麥，麥種受傷，故藥劑易於侵入，而致影響發芽。在國內以手工打麥，麥種罕有受傷，故此種藥害亦非嚴重。

表六 皂礬液浸種於大麥種子發芽率之影響

皂礬液濃度 (%)	種 子 經 下 列 時 間 浸 種 後 之 發 芽 率 (%) ^a			
	2 小 時	4 小 時	8 小 時	16 小 時
0	93.3	92.0	97.0	95.7
1	93.3	94.0	98.0	94.7
2	95.3	95.3	94.3	94.3
3	92.3	96.0	93.7	85.3
5	95.3	91.7	91.7	91.3

^a 每處每堆用材料 100 粒。

皂素浸種，據表四之結果以觀，處理後每行大麥株數與不處理者相若，且見並無藥害。惟為確實計，更以大麥種子浸漬於不同濃度之皂素液中，歷二至十六小時後，取出種入花盆內，俟發芽後記載其發芽率。每處理用種子三百粒。其結果見表六。各處理中之發芽率均相似，與不處理之對照亦復相若，足證皂素浸種於大麥種子發芽率並無影響也。

提 要

皂素為川產礦物，含硫酸亞鐵90—94%，其於植物病害防治上之應用，以作為大麥種子消毒劑，防治條紋病及堅黑粉病，為最有效。

據種子發芽試驗結果，硫酸亞鐵在濃度 1.0% 已能抑止大麥條紋病菌之發芽。濃度在 0.1% 時，已足抑止大麥堅黑粉病菌之發芽。

在馬鈴薯培養液中，皂素濃度達 0.5% 時，使大麥條紋病、褐柄綠霉及青黴病三種病菌之菌絲生長重量，減低達60%。濃度達 1.0% 時，大麥條紋病菌已不能生長。

據田間試驗結果，皂素液浸種防治大麥條紋病頗著成效。二十六年試驗，以皂素濃度 2%，浸種八小時為最佳。二十七年試驗，則濃度自 1% 至 3%，浸種時間八小時或十六小時，防病之效均甚顯著，處理後發病率均在 0.2% 以下，而不處理者達 10.9%。

皂素液 (5%) 浸種四小時，防治大麥堅黑粉病之成效，與硫酸銅及福美林相若。防治小麥稈黑粉病，則成效較遜於其他通用之浸種液劑及拌種粉劑，惟較諸對照，發病率之減低仍屬顯著。

皂素液浸種，濃度達 5%，浸種時間達十六小時，於大麥種子發芽均無影響。

參 考 文 獻

1. Abe, T. On the influence of iron sulphate upon the growth and vitality of *Piricularia oryzae*, with special reference to temperature as an environmental factor, *Forsch. auf dem Geb. der Pflanzenkrankh. (Kyoto)*, 2:189-201, 1933.
2. Gard, M. L'Armillaria (Armillariella Karst.) mellea Vahl et le pourridie du Noyer, *Rev. Path. Veg. et Ent. Agr.*, 19:55-62, 1933.
3. Gassner, G. and W. Straub, Beitrag zur Frage der Getreiderost bekämpfung auf chemischem Wege, *Phytopath. Zeitschr.*, 2:361-376, 1930.
4. Lodeman, E. G. *Spraying of plants*, Macmillan Co., New York, 1900.
5. McCallan, S. E. A. and Frank Wilcoxon, Fungicidal action and the periodic system of the elements, *Conn. Boyce Thompson Inst.*, 6:479-500, 1934.
6. Nisikado, Y. and Y. Yamanti, Contributions to the knowledge of the sap stains of wood in Japan, II, Studies on *Coratostomella pini* Munch, the cause of a blue stain of pine trees, *Ber. Oberv. Inst. Landw. Forsch.*, 6:467-490, 1934.
7. Wutrich, E. Ueber die Einwirkung von Metallsalzen und Säuren auf die Keimfähigkeit der Sporen einiger der verbreitetsten parasitischen Pilze unserer Kulturpflanzen, *Zeit. Pflanzenkrankh.*, 2:16-31: 81-91, 1932.

THE FUNGICIDAL EFFICIENCY OF FERROUS SULPHATE AND ITS APPLICATION AS A SEED DISINFECTANT OF BARLEY

Lee Ling and T. K. Li

Crude ferrous sulphate obtained from the market in Chengtu varies in its purity from 90 to 94%. In laboratory tests with its recrystallized products, the germination of conidia of *Helminthosporium gramineum* was completely checked at concentration of 1% and that of *Ustilago hordei* at concentration of 1.0%. While being added into the potato-lextrase broth, it reduced the mycelial growth of *H. gramineum*, *Penicillium digitatum*, and *P. italicum* at concentration of 0.5% to about 60% as compared with the check. The former fungus failed to grow at all at concentration of 1%.

Preliminary experiments indicated that ferrous sulphate in mixture with lime is impractical to be applied as a spray owing not only to its relative inefficiency in controlling diseases but also to the severe injury caused in plants. Washing with ferrous sulphate was also proved ineffective in preventing the storage rots of sweet oranges.

Field experiments proved ferrous sulphate as an effective seed disinfectant of barley in combating stripe and covered smut. In the experiments carried out in 1937, soaking the barley seeds in a concentration of 2% solution of ferrous sulphate for 8 hours reduced the stripe infection from 12.5% to 2.8%. More striking results were obtained in the 1938 experiments, in which barley seeds treated with 1 to 3% solution of ferrous sulphate for 8 or 16 hours all gave an almost clean crop. In the non-treated plots, however, an infection of 10.9% was recorded. Treatments with ferrous sulphate with concentrations up to 5% and the time of soaking prolonged to 16 hours had no ill effect observed on the germination of barley seeds.

For the control of covered smut of barley, the efficacy of ferrous sulphate was about equal to copper sulphate and formalin but less effective than the organic mercury dusts. Soaking of barley seeds in 5% ferrous sulphate solution for 4 hours reduced the infection from 10% to 1.4%. Its possibility in preventing the flag smut of wheat was also tested. In spite of the fact that the smut infection in the treated plots was only 5.6% as against an infection of 41.3% in the check, ferrous sulphate was less effective than other treatments commonly recommended, i. e. copper sulphate, formalin, hot water treatment, and organic mercury dusts.

THE EFFECT OF SOME AMINO ACIDS ON THE OXYGEN CONSUMPTION OF VETCH ROOT NODULE BACTERIA¹

H. Zanyin Gaw and L. H. Kung.

An understanding of the nitrogen nutrition and metabolism of the nodule bacteria, besides from their considerable scientific interest, may have some influence upon the practice of soil and seed inoculation.

The present report deals with the effect of some amino acids on the oxygen consumption of the vetch nodule bacteria (*Rhizobium leguminosarum*).

The vetch nodule bacteria used was V167 from our stock cultures. The organisms were grown in medium 79 of Fred and Waksman (mannitol replaced by glucose). A 5-day culture was used for each experiment.

In all experiments, the basic nitrogen-free medium of the following composition was prepared:

Glucose.....	10 gm.
K ₂ HPO ₄	0.5 gm.
MgSO ₄	0.2 gm.
NaCl.....	0.1 gm.
CaCl ₂	0.1 gm.
Distilled water.....	1000 cc.

In the various experiments different amino acids were added to the basic medium as the source of nitrogen. The amino acids used were dl-alanine, l-tyrosine, l-leucine and glycine at the concentrations of 0.02%, 0.01%, 0.001% and 0.0001%.

The bacterial suspension for inoculation was prepared by washing off the growth from the agar slants with sterile distilled water and then centrifuged and again washed with sterile distilled water twice in order to remove the quantities of nitrogen carried over from the yeast-glucose slants.

The rate of oxygen consumption was measured by means of the micro-respirometer of Warburg. Two-tenth cc. of a 10% KOH solution was placed in the inset of each vessel as absorbent of CO₂ and 1 cc. of the bacterial suspension was placed in the main portion of the vessel along with 1 cc. of double strength liquid medium containing different concentrations of the amino acids to be investigated. After the culture had come to the temperature of the water bath (28°C) and

1. Contribution from the Physiological Laboratory, National Wuhan University.

sufficient time had elapsed to permit complete absorption of the CO_2 of the atmosphere within the vessel, the manometer stopcock was closed and the experiment started. The tests were conducted over a period of 14 hours or more; readings were taken at 1 hour intervals.

The results obtained in the studies with the effect of four amino acids under consideration are given in tables 1, 2, 3 and 4 and graphically in figure 1. The data show that throughout the test the bacterial cells continued to respire and consumed oxygen in the basic medium containing no nitrogen but the amount of oxygen consumption was not large and after the first five or six hours the oxygen consumption remained stationary or decreased at a more or less uniform rate. This indicates that the bacteria were alive and respiring but they were probably not multiplying. The fact that the rate of oxygen consumption during the first few hours was rather high might be easily explained on the fact that the inoculum, in spite of the considerable care taken during the preparation, carried a small amount of nitrogen.

In the various media containing nitrogen in the form of different amino acids the rate of oxygen consumption in general was more or less similar. This might be expected since all the four amino acids under consideration are monoamino monocarboxylic acids. They were all stimulative although the extent of the stimulation was not great and was different with different amino acids. The comparative effects of the different forms of nitrogen on the oxygen consumption are shown in figure 2.

At the concentration of 0.0001% and 0.001%, these amino acids hardly had any effect on the oxygen consumption although there was very slight stimulation in the first 4 or 5 hours. This increase of oxygen consumption did not continue long. After the period of initial stimulation, the oxygen consumption maintained at a fairly uniform rate, as in the medium without nitrogen. The total amount of oxygen consumed by the bacteria in all media containing any one of these amino acids was higher than that consumed by the bacteria in the nitrogen-free medium at the end of the test (fig. 2). This was probably due to the slight greater stimulation in the early part of the test.

In the media containing 0.01% and 0.02% of these amino acids, there was more marked stimulation of oxygen consumption. The larger the amount of amino acids in the media the greater was the stimulation of oxygen consumption. However, glycine was an exception. Glycine in the concentration of 0.01% was more effective in stimulating the oxygen consumption than in 0.02%. It seems that 0.01% glycine was the critical concentration for the growth of vetch nodule

TABLE 1.—Oxygen consumption in media containing *dl*-alanine

Time in hours.	Amount of N as <i>dl</i> -alanine in media				
	None	0.02%	0.01%	0.001%	0.0001%
	c. mm.	c. mm.	c. mm.	c. mm.	c. mm.
0	0	0	0	0	0
1	9.7	9.4	14.4	10.7	16.2
2	22.1	22.2	27.6	26.3	32.4
3	39.8	46.1	45.7	48.7	51.4
4	57.5	65.8	67.6	70.2	67.3
5	69.0	92.3	55.2	95.6	87.6
6	84.9	126.5	125.6	117.1	104.7
7	99.1	171.0	163.6	142.5	123.7
8	115.0	216.3	207.3	164.0	141.8
9	129.2	258.2	247.2	181.6	156.1
10	143.4	307.8	292.8	201.1	173.2
11	155.8	354.8	338.4	220.5	189.4
12	167.3	404.1	386.9	231.2	202.7
13	177.0	454.9	434.4	251.8	213.2
14	188.5	507.9	476.2	269.4	227.5
15	200.0	560.0	514.2	284.0	259.9

TABLE 2.—Oxygen consumption in media containing *l*-leucine

Time in hours.	Amount of N as <i>l</i> -leucine in media				
	None	0.02%	0.01%	0.001%	0.0001%
	c. mm.	c. mm.	c. mm.	c. mm.	c. mm.
0	0	0	0	0	0
1	15.9	13.7	20.0	23.4	21.9
2	35.4	34.2	42.3	46.8	40.0
3	54.9	56.4	67.7	71.2	53.3
4	77.9	81.2	94.3	91.6	70.4
5	102.7	118.0	150.4	121.9	93.2
6	123.9	156.5	166.5	147.3	119.8
7	147.8	198.4	215.3	170.7	159.8
8	166.1	242.0	258.1	197.0	162.6
9	185.9	289.0	299.9	217.5	183.5
10	206.3	344.6	340.3	239.9	206.3
11	227.5	401.0	378.8	262.3	229.1
12	248.7	456.7	411.1	284.7	251.0
13	262.0	512.1	441.5	299.3	264.3
14	280.6	576.2	473.8	320.8	284.3
15	299.2	634.3	505.2	337.4	302.4

TABLE 3. -- Oxygen consumption in media containing L-tyrosine

Time in hours,	Amount of N as L-tyrosine in media				
	None	0.02%	0.01%	0.001%	0.0001%
	c. mm.	c. mm.	c. mm.	c. mm.	c. mm.
0	0	0	0	0	0
1	13.3	13.7	20.9	22.4	23.3
2	27.5	30.0	40.9	48.9	40.9
3	40.8	46.3	59.0	58.4	57.0
4	57.6	67.7	80.9	78.9	73.2
5	63.5	92.5	105.6	101.3	91.3
6	79.4	119.9	131.3	122.8	108.4
7	97.1	152.4	160.3	141.8	123.6
8	108.6	152.3	193.1	158.9	137.9
9	121.9	221.7	228.3	175.5	152.1
10	137.0	261.9	265.4	189.2	163.6
11	149.4	306.4	301.5	203.8	180.7
12	162.7	355.1	329.1	216.5	191.2
13	176.9	399.6	356.8	231.1	207.7
14	191.1	450.1	380.6	245.7	214.1

TABLE 4. -- Oxygen consumption in media containing glycine

Time in hours,	The amount of N as glycine in media				
	None	0.02%	0.01%	0.001%	0.0001%
	c. mm.	c. mm.	c. mm.	c. mm.	c. mm.
0	0	0	0	0	0
1	8.9	6.8	14.3	14.6	16.2
2	21.8	19.6	28.6	28.4	28.4
3	33.7	33.3	42.3	36.1	39.8
4	49.0	51.3	69.9	40.7	54.1
5	62.1	71.0	84.7	71.2	70.3
6	79.1	94.9	108.5	95.6	89.3
7	89.7	112.9	129.4	113.2	99.3
8	99.4	132.6	152.2	127.8	110.3
9	109.1	157.4	177.9	143.4	129.8
10	119.7	182.9	204.5	160.9	131.3
11	129.4	213.0	230.9	173.7	142.7
12	139.1	242.1	267.2	187.4	152.2
13	148.0	272.9	292.5	199.1	161.7
14	157.7	302.0	332.8	216.8	172.1

bacteria. Alanine, leucine, and tyrosine, at the concentration of 0.01%, stimulated oxygen consumption in the first 6 to 10 hours, after that period, as in the case of 0.001% and 0.0001%, the oxygen consumption continued at a fairly uniform rate to the end of the experiment.

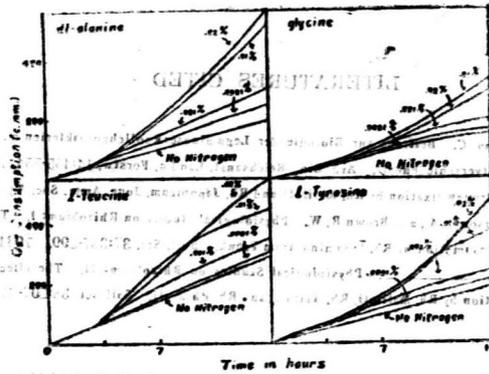


Fig. 1. Oxygen consumption of *Rh. leguminosarum* in media containing alanine, tyrosine, leucine and glycine.

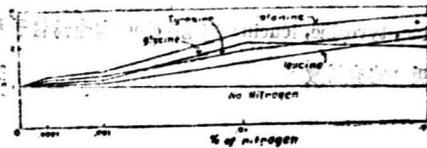


Fig. 2. Ratio of the amount of oxygen consumed in 15 hours in media containing various N sources to that consumed in a N-free medium.

The findings of this study agree in general with those of the previous workers. Muller and Stapp (1) reported that alanine and leucine gave only weak growth of *Hisobis*. Pohlman (2) found that dl-alanine and l-tyrosine may be utilized by *Rh. Japonicum* and *Rh. meliloti*. Recently, Waiker, Anderson and Brown (3,4) showed that nitrogen as alanine is definitely stimulative, although the extent of the stimulation was not great in any case except in *Rh. meliloti*.

SUMMARY

Nitrogen as alanine, tyrosine, glycine and leucine may be utilized by vetch nodule bacteria, since the presence of these amino acids stimulates slightly the oxygen consumption although they are not good sources of nitrogen for the growth of this organism.

LITERATURES CITED

1. Muller, A. and Stapp, C. Beiträge zur Biologie der Leguminosenknöllchen-bakterien mit besonderer Berücksichtigung ihrer Asterschleimigkeit. Arb. Biol. Reichsanst. Land u. Forstw. 14:455-554. 1925.
2. Pohman, G. C. Nitrogen fixation by Rh. meliloti and Rh. Japonicum. Jour. Amer. Soc. Agron. 23:22-27. 1931
3. Walker, R. H., Anderson D. A., and Brown R. W. Physiological studies on Rhizobium: I. The effect of nitrogen source on oxygen consumption by Rh. leguminosarum Frank. Soil. Sci. 37:387-399. 1934
4. Physiological Studies on Rhizobium: II. The effect of nitrogen source on oxygen consumption by Rh. meliloti, Rh. Trifolii, and Rh. Pascoii. Soil Sci. 33:20-217. 1934.

數種胺酸對於苜蓿根瘤菌呼吸之影響

高尙蔭 公立華

胺酸四種，alanine, tyrosine, leucine 與 glycine 均能為苜蓿根瘤菌所利用，因在此數種胺酸中細菌之呼吸，略有刺激。

the effect of the amino acids alanine, tyrosine, leucine and glycine on the oxygen consumption of the vetch nodule bacteria. It was found that the presence of these amino acids stimulates slightly the oxygen consumption although they are not good sources of nitrogen for the growth of this organism.

SUPERNUMERARY CHROMOSOMES IN PEARL MILLET (*Pennisetum typhoideum* Rich.)¹

C. H. Li and H. W. Li²

Back in the year 1939, when making interspecific hybridization within the genus *Pennisetum*, there were found in *Pennisetum typhoideum* Rich., several dwarf plants with rather abnormal growth. Upon examination, it was found that they were plants with supernumerary chromosomes. The results of these studies are reported in this short note.

DESCRIPTION OF THE ABNORMAL PLANTS

Normal pearl millet is about seven feet tall when grown under the conditions of Chengtu with few to twenty or more tillers. It has seven chromosomes as shown in figure 2, A. One of the chromosomes is in close association with the nucleolus (N), two seem to be larger (L), and one is smaller (S), and three others are medium (M) in size (in diakinesis).

Abnormal plant 1 as shown in figure 1 is about half the height of the normal plant. It tillers profusely. There are plenty of pollen produced but most of them are unviable and very varied in size. On examination, it has an extra chromosome possibly one of the largest chromosomes, as shown in figure 2, B. Very few seeds were obtained by backcrossing but none of them ever germinated.

Abnormal plant 2 as shown in figure 1, on the other hand, though having an extra chromosome possibly one of the medium sized ones, is a very weak specimen. It has no tiller whatsoever and is about the same height as the other abnormal plant. Pollens are produced but no seeds were ever obtained from it either by selfing or by back crossing.

Abnormal plant 3 has two extra chromosomes as shown in figure 2, C. One of the extra chromosome is one of the largest ones and the other is the small one. It is a weak plant, having no tiller whatsoever, and is about one third the height of the normal plant. Its weakness is also evidenced by its reduced size of stem. Its pollen sacs never dehisced, so, no seeds were being obtained.

Abnormal plant 4 is the weakest of all the abnormal plants. Its spindly stem,

1. Journal series No. 6 of the Rice and Wheat Improvement Institute of the Szechuan Provincial Agricultural Improvement Institute.

2. Associate agronomist and Director of the Rice and Wheat Improvement Institute.



Fig. 1. Dried plants of pearl millet. Left, normal plant. Right, abnormal plants 1, 2, 3, and 4 in the order from left to right.

small, narrow and pale leaves, coupled with non-lehiscence of anthers, make the plant barely in existence. In fact, it is so weak that it is unable to stand up. It has three extra chromosomes as shown in figure 2, D and E. The extra chromosomes possibly involve two of the medium sized ones and one of the largest. Some of the trivalent configurations are shown in figure 2, F.

In all, there are four abnormal plants with supernumerary chromosomes. Two of which have one extra chromosome, and one with two and another with three. They are derived in all probabilities from a triploid plant. In fact, these plants were grown from the seeds that were obtained from a head which had only around 50 seeds as compared with more than thousand seeds in a normal head, indicating high sterility, which is characteristic of a triploid plant.

Vigour, growth habitat, and size of plant is reduced when the plant possesses extra chromosomes. The more the extra chromosomes are in excess from the normal, the more is the reduction. Theoretically, there might be $2n+6$ plants in existence, had it been able to live. However, $2n+3$ plant is of such a weak specimen, possibly the disturbance is too great with a high number of the extra chromosomes, resulting in non-viability of plants.

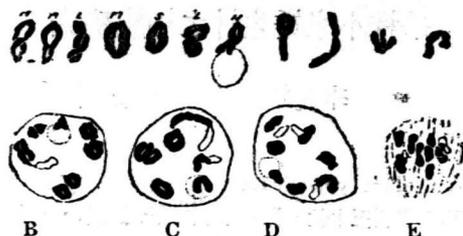


Fig. 2. Chromosomal behaviour of normal and abnormal plants of pearl millet. A, (Upper left) Chromosomes of normal plant. N, nucleolus associated chromosome; L, S, and M, larger, smaller and medium chromosomes respectively. B, Diakinesis of abnormal plant 1 with one extra chromosome. C, Diakinesis of abnormal plant 3 with two extra chromosomes. D, Diakinesis of abnormal plant 4 with three extra chromosomes. E, Late metaphase of abnormal plant. F, (Upper right) Trivalent configurations of abnormal plant 4.

In *Latura* according to Blakeslee's school, the morphology of plants is different for the presence of twelve different extra chromosomes. This is found in *Lycopodium* and others. In maize, however, McClintock did not find any difference in different plants with different extra chromosomes. In our case, since there are only two plants with different one extra chromosome, whether the differences in morphology between them are chance variation or a true morphological differences typical of any variation in varying extra-chromosome, it can be hardly decided since no progeny is obtained from them.

In nature, diploid gametes can be formed spontaneously leading to the production of triploid plants. Since triploids are not stable, its progeny will give aneuploid plants. The balance of these aneuploids are such that they will hardly be able to reproduce themselves. Thus, these spontaneous outcome of triploids can maintain themselves only two generations. This is true in pearl millet from the results obtained so far.

珍珠小米矮生株之細胞研究

李競雄

李先聞

珍珠小米 (*Pennisetum typhoideum* Rich.) 之一自交系中，於二十七年發現一極度不孕之植株，結實種子祇四五十粒，栽植後其中有三株矮小，分蘖極少，一株匍伏成叢，高度不及正常者之半。

據細胞學之觀察，其中二株之染色體數為 $7n \times 1n$ ，一株為 $7n \times 2n$ ，一株為 $7n \times 3n$ 。因染色體數之逐一添加，植株外形為反比的縮小。此等多餘染色體之形態各異：二株 $7n \times 1n$ 植株所包含之多餘染色體一為中等大小，一為最長之一對，其與其長度相等之染色體往往頂端連接，間或單獨遺離； $7n \times 2n$ 之植株具有一最長及一最小之兩個多餘染色體； $7n \times 3n$ 植株包含一個最長及兩個中等大小之多餘染色體。花粉母細胞之分裂似因此多餘染色體之存在而失卻平衡，致生不正常現象。生存花粉粒雖佔全體百分之九十，但大小迥異。自交及天然異花授粉之不孕性甚大，與正常植株直交反交後之結實率極低。

珍珠小米本係天然異花授粉之作物，究其多具餘染色體植株發生之原因，素罕因上述極度不孕之植株為一三元體之故，惟當時對該株未加以研究，此不過臆測而已。

A NOTE ON "TSONTSAI"

Von Gee Sun and L. C. Sze²

"Tsontsai" is occasionally cultivated as vegetable in Meitan, Kweichow, China. It was briefly reported and recognized as one variety of *Brassica juncea* Coss. by the senior author (2) and the name suggested for it is *Brassica juncea* Coss. var. *linearifolia*. The plant was first discovered by the staff members of the Horticultural Department of the National University of Chekiang at about 1940. Meanwhile, the senior author examined carefully its morphological characteristics and made crosses with other varieties of *juncea* and other species of *Brassica* in the spring of 1941. The junior author took charge of the cytological examinations of the plants and the F₁ plants resulted from the crosses with other varieties. This paper presents, in addition to the detailed descriptions of the plant, some data on the crosses between Tsontsai and its related forms and some cytological data on both pure and hybrid varieties with a view to bring confirmations on its taxonomical standing.

MORPHOLOGY OF THE PLANT

"Tsontsai" is an over winter annual in Meitan. Mature plant height about 100 cm. or less; profusely branched near the ground; stem weak, slender, more or less glaucous, apt to be lodged under heavily manured or stormy conditions; radical leaves dark green, glabrous, slender, linear, petioled, with upper part entire, lower part irregularly notched as shown in figure 1; upper stem leaves very thin, slender, petioled, almost without blade; root and stem without tuber-like formation; flowers bright yellow, small, petals 11-12mm. long, 5 mm. wide; sepals separating or spreading; pollen size large, about 41.49-44.80 μ in length and 29.30-29.71 μ in width based upon samples of 5 and 25 in two year measurements; silique short, 28-35 mm. long, mean length 31.5 mm; beak conical, 5-8 mm long, mean length 7.3 mm.; seeds reddish brown, very small, 50 seeds weighing only 0.0275 gram. The plant is highly self-fertile when the inflorescence is bagged.

1. Contribution from the Department of Agronomy, the National University of Chekiang, Meitan, Kweichow, China.
2. Professor of Agronomy and graduate student of biology respectively. The writers wish to express their thanks to Prof. C. C. Tse for his assistance in the interpretation of the cytological data.

**CROSSABILITY OF THE PLANT WITH OTHER VARIETIES
OR SPECIES OF BRASSICA**

The plant can be crossed readily with other varieties of *juncea* but it is difficult to cross with other species of *Brassica*. The results of hybridization obtained in 1941 were as follows:

Parental combinations	Number flowers pollinated	Siliqua obtained	Seeds obtained
Tsontsai x Snowball (<i>B. rapa</i> L.)	10	1	1
Shenlichontsai (<i>B. juncea</i>) x Tsontsai	10	7	17
Tsontsai x Shenlichontsai (<i>B. juncea</i>)	15	14	167
Tsontsai x Tayutsai (<i>B. juncea</i>)	15	13	183
Tsontsai x Tayutsai (<i>B. juncea</i>)	10	—	46
Tayutsai x Tsontsai	10	—	20

Not a single F_1 plant was obtained from the crosses between Tsontsai and Snowball. For the other crosses quite a number of F_1 plants were raised in 1942. All F_1 plants appeared to be quite vigorous and highly self-fertile either bagged or left by open pollination. The leaf shape, as shown in figure 2, of the hybrid between Tsontsai and Tayutsai appeared intermediate between their respective parents.

Pollen grains of the respective F_1 plants were collected and measured at anthesis time. They all appeared uniform in shape and size. In no case, abortive pollens were found. The mean length and width of pollen grains based upon 25 measurements for each parental type as well as their respective hybrids were found to be as follows:

Parents and F_1 hybrids	Pollen length (μ)	Difference hybrid-parent	Pollen width (μ)	Difference hybrid-parent
Tayutsai	43.41		31.36	
Tsontsai x Tayutsai	45.28	1.87	31.07	-0.29
Tsontsai	41.9	3.79	29.71	1.36
Tsontsai x Shenlichontsai	41.65	0.16	30.46	0.75
Shenlichontsai	42.53	-0.88	31.38	-1.22
Level of 5% point significant difference		1.073		0.846

In general, it can be seen from the above data that the pollen size of F_1 plants appears to be intermediate between their respective parents, the only exception being found in the cross between Tsontsai and Tayutsai where the length of the pollen grain is significantly longer than that of the longest parent.

CYTOLOGY OF THE PLANT AND ITS F_1 HYBRID

Cytological investigations were carried out in the spring of 1942. For the preparation of slides, only the acetocarmine smear method was employed. As shown in figure 3, a, the number of bivalents observed in the first metaphase of

Tsontsai is 18, similar to the gametic chromosome number of known varieties of *Brassica juncea* as has been previously reported. The identity in the chromosome number between Tsontsai and known varieties of *B. juncea* was further confirmed through the studies of the hybrid meiosis between Tsontsai x Shealichontsai, a variety of *B. juncea* (Fig. 3, b & c), in which again 18 bivalents were found. Moreover, the meiotic chromosome behavior in the hybrid microsporogenesis does not show any abnormality in synapsis, neither in the distribution of chromosomes. The only exception was found in one slide in which three adjacent pollen mother cells during the first anaphase demonstrated the presence of a chromatin bridge in each case.



Fig. 1. Radical leaf, a, and stem leaf, b, of Tsontsai.



Fig. 2. Leaf shape of the parents and their F_1 hybrids of Tsontsai x Tsontsai. Left, Tsontsai; middle, the hybrids; right, Tsontsai.

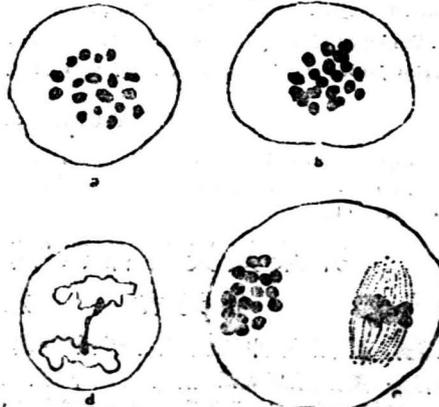


Fig. 3. Pollen mother cells of Tsontsai and the F_1 hybrid of Tsontsai x Shealichontsai, a, First metaphase of Tsontsai; b, and c, the hybrid; d, chromatin bridge in the first anaphase of the F_1 hybrid of Tsontsai x Shealichontsai, x 2500.

The observed abnormality in these three cells being apparently similar in appearance is probably derived from a same origin, since they not only occurred together but also looked alike especially in relation to the absence of acentric fragment. To explain the nature of this figure, two alternative explanations are suggested. Either it may be due to the heterozygosity of a short inversion situated very close to the distal and followed by a single cross-over within the inverted section, or it may be the result of the sticking together of the ends of the two homologous chromosomes. In all events, this abnormality was most probably spontaneous in origin and could therefore not be considered as the real difference between these two plants. To sum up, the available cytological evidence does not show any sign of dissimilarity either in number or in gross arrangement of chromosomes between Tsontsai and Shealiehontsai.

CONCLUSION

A mutant type of *Brassica juncea*, as has been called "Tsontsai", was found. The plant differs markedly in general appearance from other varieties of *juncea*, but exhibits no big difference as regard to reproductive organs. It could be crossed without difficulty with various types of *B. juncea*, and gave rise to fertile F₁ hybrid plants. Cytological evidences showed that its gametic chromosome number is 18, similar to that of any other varieties of *B. juncea*, and that the meiotic chromosome behavior in the Tsontsai x Shealiehontsai F₁ hybrid microsporogenesis does not show any abnormality in synapsis neither in the distribution of chromosomes.

On the basis of the above data Tsontsai could be considered only as one variety of *Brassica juncea* and be named as *B. juncea* Coss. var. *linearifolia* Sun.

LITERATURE CITED

1. Gaiser, L. O. Chromosome numbers in Angiosperms IV. *Biolographia Genetica* 10: 105-119. 1933.
2. Sun, You Gee. The taxonomical standing of "Yutsai" in the Southwestern China. *The Nung Pao* 7:73. (In Chinese) 1942.

芥菜類突變品種“蔥菜”之鑑定

孫逢吉 施履吉

蔥菜為一種屬芥菜類中新近發現之一突變型。其植株外表與一般芥菜類品種大異，但生殖器官與一般芥菜品種無差別。蔥菜與芥菜類品種極易人工雜交並獲得能生育之 F₁ 雜種。根據細胞學的鑑定，蔥菜具有 18 單元染色體，與過去學者所鑑定之芥菜類染色體數相同。蔥菜交配雜種之 F₁ 雜種，其小孢子發生期減數分裂之染色體配對行數並無異常，染色體分佈亦屬正常。根據以上鑑定結果，蔥菜可認為係芥菜類中一品種，特定名為 *Brassica juncea* Coss. *linearifolia* Sun.

我國棉作改良研究概況

胡竟良

吾國棉花改良工作，實自東南大學農科肇其端，各農事機關繼之，頗多成就。茲將簡要述之，以見梗概。

一 中國棉區之劃分

我國產棉區域分佈至廣，北達遼寧熱河，南極瓊島，西至甘肅新疆，東至於海。主要產區，則在黃河長江及其支流之兩津沖積平原及濱海區域。尤以黃河下游長江汎濫區及大江三角洲為最主要，東南濱海邱陵區，西南高地區，及珠江流域則僅在河谷沿邊有少許生產不足自給。中央農業實驗所馮澤芳根據氣候土壤農情棉作區域試驗棉作之適應性等分全國為三大棉區：

- 甲、黃河流域棉區 北以長城為界，南以秦嶺伏牛山淮水為界，東以海為界，西以大磬山為界，包括陝、晉、冀、魯、豫五省棉區及蘇、皖二省淮水以北部份。
- 乙、長江流域棉區 北以秦嶺伏牛山為界，南以五嶺為界，東以海為界，西以四川盆地之西南高山為界，包括川、鄂、湘、贛、皖、蘇、浙七省之棉區。
- 丙、西南棉區 北自大渡河經黔省中部之分水嶺，南至海南島，西至雲南西邊國界，東至閩南海邊包括滇、桂、粵全省，西康之西昌部份，黔省之南部，閩省之南部。

上述三區，每一區域棉種移至他區種植，產量常有減低之趨勢，此一原則對棉作育種及推廣有極大之應用。如河南過荒年，只能向陝西或河北省購買棉種，而不可向湖北購買，否則產量不如本地棉。又如在黃河流域所育棉種，只能在黃河流域而不能在長江流域推廣。

二 棉區土壤之研究

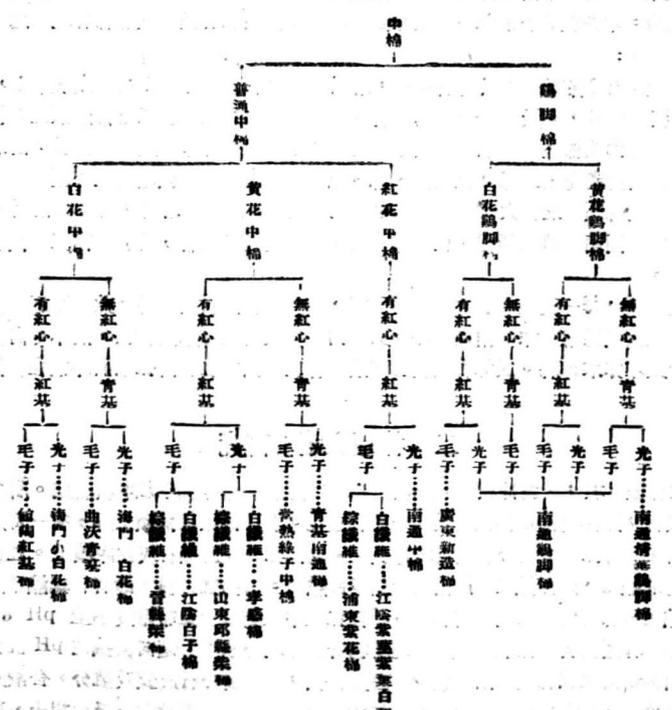
全國棉區土壤，多為沖積土，主要為長江黃河淮水及其他河流沖積而成。間亦有由於淤積而成者，如鄆陽洞庭湖濱及巢湖一帶棉區是。黃河流域除沖積土外，有一部風積灰土混雜其間。黃河流域多為含石灰性之沖積土。長江流域多為無石灰性沖積土。江蘇濱海鹽區，及河北鹹地，為黑鹹土，河南陝西則多白鹹土。棉抗鹽力弱，諺有「無鹹不生花」之謂。在鹹土內棉花為理想之經濟作物。長江流域中上游紅土地帶酸度小至 pH 6 以下不適於棉作。棉區土壤，據中央棉產改進所楊守珍等之分析：「趨向於鹼性 pH 值在 6.8—8.8 之間，黃河流域棉區因雨量較少，溫度較低，且土壤含石灰質及鹽分，含酸度較長江流域棉區為低，pH 值均在 8 以上。長江流域棉區無石灰性及沖積土及山崗土，酸度多在 pH 6.5—7.5 之間，但長江沿岸及濱海之地，土壤含石灰質及鹽分，pH 值亦有在 8 以上者，西南棉區之土壤大都為紅壤，酸度較高。」

土壤中三要素之含量，據楊守珍等乃風采尚觀等分析之結果，長江流域棉區土壤中

氮量在 0.1—0.13%，黃河流域較低約 0.1%，顯示全國棉區土壤氮量感缺乏。磷素含量黃河流域棉區在 0.15%，長江流域棉區在 0.15% 以下，亦感缺乏。鉀素含量均在 0.3—1.0% 左右，較不缺乏。鹹土區域棉田土壤含鹽分均在 0.1% 以上，亦有高至 1—2%，但此等土壤不宜植棉。其成分黑鹹土為氯化鈉，白鹹土為硫酸鈉。據各地肥料試驗分析之結果，全國棉區均感缺乏，尤以黃河流域棉區為甚。

三 栽培棉種之分類

中棉棉種之分類，始於東南大學農科，於九十年兩向全國十二省徵集棉種七十九種，舉行觀察研究。由王善佳馮澤芳依華德 (G. Watt) 之分類法發表中棉之分類一文，以棉葉分裂形態分為普通中棉 (*G. Nanking*) 及鴉腳棉 (*G. arboreum*)，兩種之中葉花之色澤復分為亞種。



依上述記載，凡紅基者其花瓣之基部均有紫色斑點。二十一年中央大學農林部發表中棉新品種一文，謂十八年該校西學傳在南通劉海沙採取一種棉種，經三年之觀察，該棉為一黃紅基實心，實普通中棉之新變種。而為王、馮及華德所未見者。

二十八年俞澤葆於甘肅發現該省栽培之中棉中有草本棉一種 (*G. herbaceum* L.)。中央農業實驗所奚元齡於二十八九年間在雲南發現中棉多年生型——元謀小木棉。張錦東亦於福建永安發現多年生中棉之栽培。

雲南木棉為多年生型，據馮澤芳之觀察為埃及棉 (*G. barbadense* L.)。該省並有連核木棉一種，(Kidney cotton)。中央農業實驗所于紹傑在西康西昌亦發現該種，華僑之世界野馴棉種一書中，即已述及此種曾在我國南部發生，可證栽培歷史之久。

美國陸地棉輸入我國，始自清季末年。此外據奚元齡之觀察，粵、桂等省間有短日熟棉種之發現——如鬱林美棉，應屬於 (*G. purpurascens* Poir.)，確否尚待研究。

據上已發現之棉種，根據 S. C. Harland 之分類法，我國棉種可分為下之五類：(甲)中棉或木本棉 (*Gossypium arboreum* L.)。普通中棉 (*G. a.* var. *Nanking*) 為其至種，普遍全國，多年生型分佈於雲南西康金沙江兩岸，及福建永康，元謀小木棉其代表種也。(乙)草本棉 (*Gossypium herbaceum* L.)。僅見於新疆南部，甘肅西部，金塔棉即其代表種。(丙)美棉 (*Gossypium hirsutum* L.)。如脫字，雙字，金字，斯字，及德字棉等，遍佈於全國，黃河流域棉區幾完全代替中棉。(丁)木棉 (*Gossypium barbadense* L.)。為多年生，分二種，一為連核木棉 (*Gossypium lapideum* Jussac.)，分佈雲南及西康寧屬各縣，及廣東瓊州島等地。一為離核木棉 (*Gossypium peruvianum* Cav.)，分佈雲南南部及粵西康西昌附近各縣。(戊)僅如短日性棉 (*Gossypium purpurascens* Poir.)，粵桂等省間有之，如鬱林美棉。

四 中美棉品種之適應試驗

民初政府提倡植棉，數度輸入美棉。顧於中美棉適應之區域及適宜之品種如何，百然無知也。時國立棉業試驗場，曾舉行品種試驗，成績不著。兵七韓爾與麻成合會，得美國農部 W. T. Swingle 之介，延 O. F. Cook 來華，指導棉作改良。Cook 於東來之前，擬寄美農部標準棉種八種，分在上海南京武漢口鄭州保定等二十六處舉行品種試驗。翌年赴各處考察，結論謂凡八以前之品種試驗方法不合，宜即放棄，純系育種工作應行開始，八種標準品種以雙字棉最宜於中國棉區，雙字棉次之，以此其後十數年間，國內美棉改良僅從事於雙字棉及雙字棉之育種馴化，未再引進新種作適應試驗。二十二年中央農業實驗所 H. H. Love 檢徵集中美棉種三十一種，分在蘇、浙、皖、贛、鄂、湘、魯、陝、冀等省舉行中美棉區域試驗，二十四年後由馮澤芳任此項工作，並與中央棉產改進所合作，至二十六年停止，前後凡五年，所得結果，顯示斯字棉四號 (Stoneville No. 4.) 在黃河流域十五處試驗之成績，平均每畝較標準種增產籽棉 10.65%—66.76%。德字棉五三一號 (Delfos 531.) 在黃河流域稍次於斯字棉，惟在長江流域平均產量，比其他品種為優，據二十三年之平均產量較標準種增收子棉 14.87%。二十八年中央農業實驗所，僅於西南六省，舉行棉花區域試驗，至三十年停止，結果要點如次：

甲、中棉：(1) 黔、滇棉種莖葉多毛，抗病力弱，年產量甚低。滇省滇川邊分兩種，莖色深紫，葉色深綠，莖間長，植株特高。黔省麻乘中棉具備優性。(2) 川南棉種

葉少毛，均受畸形病。補市山花則葉毛多，受畸形病極輕，似雲實品種。川種葉色淡綠，顯然可分，衣分較低。3) 籽棉產量因中棉適應性弱，常以當地品種為高。4) 黔滇桂棉種生長情況與川無棉種頗有別，確應分隸兩區。

乙、美棉：(1) 補市王村武官種節間稍長、葉葉茂，開花遲緩，徒長少實，若鈴翅小在川生長甚弱，不適長江流域，葉毛多，抗病力弱，未受畸形病及萎枯病，顯具西南棉種之特性。其他黔滇桂紅壤美棉葉毛稍多外，別無他異。(2) 賓州美棉在川生長佳實，成熟甚早，鈴多產豐，品質視改良品種稍遜。(3) 德字棉五三一號在川康產量品質，均列前茅，福字棉 (Foster str. 6.) 及南川縣七十二號在川康多處亦屬豐產。(4) 可字棉 (Coke's 100 str. 2.) 為二十八年自美集加入試種之新品種，在四川各地產量僅稍次於德字棉，衣分則較德字棉為高，纖維細柔。

棉種之適應性，美棉品種以早熟種適於我國，大鈴品種則均不宜。美棉品種在我國栽培較久者為金字脫字及愛字棉。金字棉分佈於遼寧、河北、山東、及江蘇鹽運區。脫字棉之適應性較大，僑佈於全國，四川、湖南、雲南、西康棉區以脫字棉之退化種為主，在各地產量均稱中平。至今仍未失其重要性，尤以黃河流域為最，今將為斯字棉代之。愛字棉前在南京附近推廣，其地位已由德字棉代之。斯字棉適於黃河流域，自二十六年開始推廣，分佈於河北、山西、河南、陝西等省。德字棉宜於長江流域，在黃河流域亦不失其優越性，且見其適應性之大，於二十六年與斯字棉同時推廣分佈於皖、鄂、湘、贛、川等省及河南之陝州、靈寶、閩鄉、陝西之漢中及西康之西昌一帶。

中棉各品種之適應區域，視各種型而有不同，各型之適應地域，終不若美棉之廣，各地均以當地棉種為佳。中棉型之叢形棉分佈於魯西南、豫東、皖東北、蘇西北等地，大鈴花系本型之代表。多毛型為我國西南棉區各種之特性，淺綠色棉型為四川省內之棉種。普通型遍佈長江及黃河流域各省棉區，江陰白籽棉為其代表。黃河流域美棉已取中棉而代之，長江流域因天然環境及農制複雜，一部分地區中棉仍不失其重要之地位。西南棉區為推廣長絨棉種，如埃及棉，海島棉，木棉最有希望之區域。

五 棉作育種

美棉馴化 我國自前清及民初曾數次轉種美棉，因輸入品種既未經試驗便不知去劣愛良，使馴化風土，是以均告失敗。民九東南金陵兩大學始轉種純系脫字棉及愛字棉，加以馴化，然後推廣，美棉之馴化事業實肇於是。主其事者東南大學為孫恩慶，金陵大學為郭七風。

系統育種 吾國採用單本選種法，從事中棉育種，實自東南大學倡之，主其事者為孫恩慶選採先王善任葉示鼎等。當時美於選擇單株標準，室內交種之法，決議標準，田間試驗程序，分選初二三次，或傳試驗，品系比較，純系繁殖繁殖，純系推廣等，王善任著有棉作純系選種一書，言之頗詳。至十八年，復增選鈴及自花授精及異數種子區三項，全國各棉場均奉為主單。二十四年中央農業實驗所首根據中央大學作田間試驗程序加以修正，中美棉系統育種方法乃趨完善。棉作系統育種為選鈴，選株，製行，密行，五行及高級試驗，自發行起實行自交，自五行試驗起各系各數種子區，試區行長及中美棉之行株距。

均有規定，株行鈴行實行去劣，不計產量，注意品質之考察。

棉作室內考種係考察籽棉經濟性狀，最早計劃者為東南大學王善全，並倡衣分衣指籽指查表。二十四年洛夫主張棉作育種，考種似不必注重，而產量比較應定為品系淘汰當選之第一要件。國內棉場頗有從之者。胡竟良曾為文辯正，指出偏重產量，忽略品質之不當，歷舉諸家試驗結果，證明根據品質選擇之可靠，與考種項目應由簡而繁，力主增加末子一項 (Motes)，現已被普遍採用。考種取樣康彭壽邦之研究，測定纖維長度，至少量用十粒籽之平均數，求衣分須用二十籽，測定籽棉纖維入法用左右分析法。近美國間有採用皮棉手拉法，以節時間。據胡竟良之研究，分梳法測量棉長度，其準確性與 Clegg 之有效長度，無大差異，仍可應用。手拉法所得之長度並不可靠。王善全所定同籽差，異籽差為測定纖維整齊度之標準。凡同籽差在三公厘，異籽差在六公厘以上者，均為不整齊，亦極不可靠。胡竟良之研究，凡高級試驗品系，品種較少者，考察纖維整齊度，可用 Clegg 之短纖百分率及窠花百分數測定之。

棉作育種田間試驗之規劃，據蕭霜試驗之結果：「三行區為理想之小區面積，如地積不足或初級試驗可用單行，單行行長不得超過二十尺，小區面積為長形，則較長之方向最好與土壤差異較大之方向平行，試驗區四週必須設保護行，缺株足以影響產量，但在 14—16% 以下時，缺株之影響不顯著，增加重複區數比擴大小區面積為有利，重複五次已足，若為單行，亦可重複十次。」程佩聲等研究棉作田間試驗技術之報告：「隨機排列之區域若增大，則試驗差誤亦必增加，方形區塊較長形區塊為佳，試驗差誤以狹長形單區，方形單區為小，增加單區面積，差誤減小之程度，不及增加重複次數為有效。」

應用系統育種之改良品種略舉其重要者如次：

甲、改良青莖雞腳棉 東南大學於民十向南通大學購得雞腳棉籽經孫恩慶王善全純化及選育而得。本種性狀，青莖黃花黃心，高二尺至三尺許，葉枝少，果枝多而短，葉裂逾三分之二，鈴小纖維長 $\frac{7}{8}$ —1 英寸，衣分 38—40%。其特點為成熟極早，株小宜於密植，抗捲葉虫力強，衣分高。曾推廣於江蘇通海一帶。

乙、改良小白花 東南大學十一年育種所得，為青莖黃花，光籽中棉之代表，植株高二至四尺，花白甚小，花瓣不能伸出苞葉外，衣分 38%。本種育成後未甚推廣。

丙、改良江陰白籽棉 此種代表紅莖黃花紅心之普通白籽中棉，分佈於國內區廣，民九東南大學選採先自江陰長陰沙採得，進行育種，王善全繼之，選育成本種。植株高二至四尺，果實發達成塔形，莖粗壯，葉大三分之一裂，苞葉甚大，鈴大，一百七十鈴得籽棉一斤，纖維長 $\frac{7}{8}$ —1 英寸，衣分 35—38%，本種發育強健，鈴大果枝長乃其特點，惟土地過肥，易致徒長，纖維粗，乃其缺點。

丁、孝感光籽長絨棉 原產湖北孝感，民十東南大學向農商部第三棉業試驗場購得，經孫恩慶及選採光選育單本，至十三年育成數新系，此種與江陰白籽相似，惟籽色黑耳。株高二至四尺，莖紫紅，葉淺綠，纖維長 $1\frac{1}{8}$ 英寸，衣分 29—31%，衣指 2.8—3.9 克，乃中棉中品質最良者也。

戊、百萬華棉 紅莖黃花，毛子中棉之一種。金陵大學郭仁風於民八在上海吳淞選得單鈴一枚，播種育種，三年後選得本種。植株肥碩，高四尺，果枝多，節間稀，鈴極大，四室，誠中棉中罕見之品種，纖維長 $\frac{7}{8}$ —1 英寸，衣分 37%。本品種之特點為鈴大豐產，但成熟甚遲，抗病力弱，須肥土，乃其缺點。此種曾一度在浙江推廣後致失敗。

己、禮縣美棉七十二號 本品係係湖南棉業試驗場禮縣棉場於二十一年自脫字棉中選出，植株較原種稍矮小，葉枝少，果枝多，莖枝細，節間短，葉色淡綠，成熟早鈴圓形抗畸病力較強，衣分 33%，纖維稍短，僅 $\frac{7}{8}$ 英寸，產量甚豐。

庚、中農德字棉新品系 中央農業實驗所在四川遂寧育成德字棉五三一號 24—424 及 24—1099 兩新品系，此二系係二十七年由胡竟良自河南移來。兩系之產量均較原種高百分之十五。24—1099 系纖維長度為 33.92mm，衣分 32.19%。24—424 系之纖維長度 32.98mm，衣分 32.2%。亦均較原種為高。現方着手繁殖，以代替現行推廣之德字棉五三一號。

雜交育種 馮澤芳以美棉與亞細棉雜交，結論謂以美棉為母本成功之希望較大，雜種之雜交勢頗盛，雜種不結之原因由於花粉與胚均不正常。奚元齡報告中棉與印度棉間互相雜交之成功百分率為 37.58%。吳澤理報告中棉間雜交之成功百分率為 35.47%。棉花之自交方法龍謙宣曾發明以紫絨浸酒精中可作自交液。至今我國以雜交方法育成之品種如次：

甲、馮氏棉 馮澤芳以江陰白籽棉與北京長絨棉雜交，併合高衣分與長絨。

乙、長豐棉 馮澤芳以百萬棉與孝感長絨棉雜交，連合大鈴與長絨。

丙、多籽大鈴棉 王桂五以江陰白籽棉與五望鷄腳棉雜交而成。

丁、抗病長絨棉 曹誠英以印度多毛鷄腳棉與孝感長絨棉雜交而得。

戊、鷄腳德字棉 俞啟葆以鷄腳美棉與德字棉五三一號雜交，希望產量如德字棉，葉形如鷄腳，莫免捲葉虫之害，已回交三次，得分離之良系三系。

六 遺傳研究

葉綠素 十五年馮澤芳在南通發現中棉黃苗一星期左右即死，常苗與黃苗之比例 3:1，似為一對遺傳因子。其後俞啟葆證明中棉黃苗為簡單隱性致死因子，由突變發生，黃苗與花冠色為不相關之獨立遺傳，與花青素之有心系為連繫，交換價為 6.8—9.0%。黃苗與花青素之無心系亦為連繫，交換價與上相近。俞啟葆復報告另一種中棉葉綠素突變之遺傳，使名黃綠苗。子葉為黃綠色，真葉出現時，子葉變常綠色，新葉則為黃綠色，此後頂芽逐漸向上生長，下部之葉陸續變為常綠色，但頂部始終留有黃綠新葉，為簡單完全隱性因子。

花青素 舊世界棉花青色之遺傳據 J. B. Hutchinson 之研究，共由六個因子所控制，成為兩個因子中心，即(1)莖、葉、花邊及瓣心皆紅，(2)莖日光紅，葉脈基點紅色，花瓣紅心，(3)青莖白瓣心，(4)莖、葉、葉皆紅，花瓣邊不紅，花心紅，(5)花邊與葉不紅，惟莖花心皆紅，此五者為一因子中心，(6)幼苗莖葉基部微紅，花瓣黃色其他部份皆無花青素，為另一因子中心。俞啟葆經多年研究，修正 Hutchinson 之因子符號，並以其所發現之有心油蔴紅點中棉與 Hutchinson 1) 2) 及 3) 成為一個多黃性，謂之有心

系。俞啟葆復根據其歷次遺傳試驗之結果，證明在中棉中發現之四個花青素因基，及非洲棉之黃心油綠紅藍因基，五者成一組等級不同之多對性，謂之無心系，與 Hutchinson 所謂之有心系多對性，平行存在。

瓣葉性 馮澤傳在新江發現中棉有瓣葉種，此種瓣葉在幼蕾時代子葉亦有捲縮性，長大時其葉均向上捲縮。捲葉性之遺傳，據俞啟葆之報告為簡單一對因基之遺傳，瓣葉為顯性。捲葉與葉形為連鎖遺傳，交換價為 16.6%。

葉蜜腺 葉上蜜 遺傳之研究，馮澤傳，俞啟葆，吳元齡之結果均同，即有蜜腺為顯性，且為簡單之孟特爾性。

花冠色 馮澤芳及孫達吉以浦東紫花棉之紫紅花，與青島黃花雞脚棉之黃花交配，黃花為顯性。馮澤傳以黃花與白花交配，黃花為顯性。俞啟葆及吳元齡研究中棉紅色遺傳，黃花與白花或黃色花雜交，黃花為顯性，均為一對因基別控制。

花冠心色 俞啟葆吳元齡之報告，以黃花黃心葉中棉與白花白心青島雞脚棉雜交，第一代為紅心，第二代分離為一黃二紅一白，第一代雜種與黃花棉同交，第二代為一黃一紅，與白心棉同交，第二代為一白一紅。足證中棉黃白心為一對因基之遺傳。俞啟葆又將黃白心棉與黃心中棉雜交，證明普通中棉之紅心為顯性，亦係一對因基之遺傳。

棉鈴室數 王桂五之研究以三室菸之江陰白籽棉與 4.38 室之雞脚棉雜交，第一代之室數近於室數少之親本，第二代分離均為中間性。王氏復研究棉鈴大小之遺傳，曾以每鈴籽重 2.369 克之江陰白籽與 1.04 克之雞脚棉雜交，第二代鈴重介於中間性，第二代每鈴棉鈴之室數與每鈴籽棉鈴室數極顯著之正相關。

產量因子相關 華興編研究中棉產性狀與產量相關者，以每畝分枝數，開花數，鈴數百分比數，七月底前後花百分率等最顯著。

七 栽培試驗

棉作栽培方法與產量關係甚大，因棉區土壤，氣候，農作制度及棉種等互異，茲將根據試驗結果，予以改進，方收適宜其利之效。

耕種試驗 棉田耕種，據孫恩應在鄭州試驗結果，以冬春耕各一次為佳，不行春耕，產量減收甚鉅。在南京試驗，亦以耕二次為佳，不行冬耕產量減少。浙江棉業改良場在慈谿試驗，以行春冬耕各一次，產量最高，單行春耕者，與不耕區差異不大。觀此長江流域冬耕最為重要，黃河流域則春耕反為重要，冬耕如不得宜，足使收成減低。

耕種深度 據孫恩應報告，東南大學在南京試驗結果，與棉以深耕為佳，中棉則深耕無何效果。浙江棉業改良場於十九年在新浦棉場輪地試驗結果，行冬耕及春耕各一次，較不耕區棉鈴生長整齊，產量亦高。孫恩應報告在鄭州試驗結果，耕也與不耕區產量無差異。足證明在黃河區行二三寸淺耕無不利處，深耕則反將底層鹹土牽起，有害棉之發育。孫恩應報告東南大學在鄭州棉場試驗之結果，適與長江流域相反，深耕及使產量減低。

山東第二棉業試驗場以皖字棉為材料，試驗之結果，四英寸淺耕區較六英寸區之產量及生長狀況均佳。山西棉業試驗場以皖字棉舉行試驗，結果雖不顯著，但產量亦以深耕區為低，是知黃河流域，不宜深耕。

系。俞啟葆復根據其歷次遺傳試驗之結果，證明在中棉中發現之四個花青素因基，及非洲棉之黃心油腺紅藍因基，五者成一組等級不同之多對性，謂之無心系，與 Hutchinson 所謂之有心系多對性，平行存在。

蠟葉性 馮澤傳在浙江發現中棉有蠟葉種，此種蠟葉在幼苗時代子葉亦有捲縮性，長大時真葉均向上捲縮。捲葉性之遺傳，據俞啟葆之報告為簡單一對因基之遺傳，蠟葉為顯性。捲葉與葉形為連繫遺傳，交換價為 16.6%。

葉蜜腺 葉上蜜 遺傳之研究，馮澤傳，俞啟葆，吳元齡之結果均同，即有蜜腺為顯性，且為簡單之孟特爾性。

花冠色 馮澤芳及孫逢吉以浦東紫花棉之紫紅花，與青島黃花鴉脚棉之黃花交配，黃花為顯性。馮澤傳以黃花與白花交配，黃花為顯性。俞啟葆及吳元齡研究中棉冠色遺傳，黃花與白花或蜜色花雜交，黃花為顯性，均為一對因基別控制。

花冠心色 俞啟葆吳元齡之報告，以黃花黃心紫型中棉與白花白心青島鴉脚棉雜交，第一代為紅心，第二代分離為一黃二紅一白，第一代雜種與黃花棉回交，第二代為一黃一紅，與白心棉回交，第二代為一白一紅。足證中棉黃白心為一對因基之遺傳。俞啟葆又將紅心棉與黃心中棉雜交，證明普通中棉之紅心為顯性，亦係一對因基之遺傳。

棉鈴室數 王桂五之研究以三室菸之江陰白籽棉與 4.38 室之鴉脚棉雜交，第一代之室數近於室數少之親本，第二代分離均為中間性。王氏復研究棉鈴大小之遺傳，曾以每鈴籽重 2.569 克之江陰白籽與 1.04 克之鴉脚棉雜交，第二代鈴重亦於中間性，第二代鈴重棉鈴之室數與每鈴籽棉重極顯著之正相關。

產量因子相關 華興編研究中美棉性狀與產量相關者，以每株分枝數，開花數，鈴鈴百分數，七月底前開花百分率等最顯著。

七 栽培試驗

棉作栽培方法與產量關係甚大，因棉區土壤，氣候，農作制度及棉種等互異，故需根據試驗結果，予以改進，方收進益其利之效。

耕法試驗 棉田耕法，據孫恩應在鄭州試驗結果，以冬春耕各一次為宜，不行春耕，產量減收甚鉅。在南京試驗，亦以耕二次為佳，不行冬耕產量減少。浙江棉業改良場在慈惠試驗，以行春冬耕各一次，產量最高，單行春耕者，與不耕區差異不大。觀此長江流域冬耕最為重要，黃河流域則春耕反為重要，冬耕如不得宜，足使收成減低。

耕地深淺 據孫恩應報告，東南大學在南京試驗結果，與棉以深耕為佳，中棉則深耕無何效果。浙江棉業改良場於十九年在新浦棉場試驗結果，行冬耕及春耕各一次，較不耕區棉花生長整齊，產量亦高。孫君他報告在如皋鹽區試驗結果，耕地與不耕地產量無差異。足證明在鹽區行二三寸淺耕無不利處，深耕則反將底層鹹土牽起，有害棉之發育。孫恩應報告東南大學在蘇州棉場試驗之結果，適與長江流域相反，深耕反使產量減低。

山東第二棉業試驗場以皖字棉為材料，試驗之結果，因其時淺耕區較深耕區之產量及生長狀況均佳。山西棉業試驗場以皖字棉舉行試驗，結果雖不顯著，但產量亦以深耕區為低，是知黃河流域，不宜深耕。

畦畦試驗 孫恩慶報告在南京試驗結果，美棉以畦寬一尺區產量最高，浙江棉業改良場以中棉試驗，以三·三尺畦為佳。湖南棉業試驗場以脫字棉在長沙及常德試驗，長沙以大尺寬畦為佳，常德場地勢低窪，則以四尺畦為佳。湖北棉業改良委員會棉場以脫字棉試驗，以壟作(壟距二尺)產量最高，五尺寬畦次之，平作最低。長江流域植棉生長期多雨，宜採畦作，以利排水，黃河流域可行平作，西南棉區春季須行灌溉，夏秋須排水，宜採作壟。

播種時期 據山東棉作育種場，河南大學，河南第四農林局，河南棉產改進所，正定棉業試驗場，北寧路局通縣棉場，及山西棉產改進所運城棉場以各種美棉試驗結果，黃河流域棉作播種以蔽雨節前後為宜。

中央(東南)大學，江蘇棉作試驗場，南通學院，中央棉產改進所，浙江棉業改良場，浙江大學，安徽棉業改良場，江西廬口試驗場，湖南棉業試驗場，及四川棉作試驗場舉行試驗結果，長江流域下遊棉區，棉花播種適期美棉在蔽雨節前後，中棉在立夏節，至遲不得過小滿。湖南，四川棉區播種時期，稍早於長江下遊及黃河流域，中美棉均在清明蔽雨之間，因無論中美棉均為兩熟制，為避免立枯病池老虎之為害，播種自不宜過早。

雲南廣川棉作試驗場，中央農業實驗所，西康西昌農場試驗結果，西昌及漢西區內，中美棉播種適期均以清明前後為宜。

播種方法試驗 我國棉花播種方法均為撒播及點播，條播者甚少。孫恩慶報告東南大學以南京江陰白籽棉試驗結果，撒播區產量最佳，條播區行間愈大，產量愈少。江浦之結果條播行距八寸，產量最佳，撒播區次之。在上海及湖北夏口試驗結果，亦均以撒播區產量最高。江蘇棉作試驗場南匯分場用江陰白籽棉試驗，亦以撒播產量最高。鹽壘分場在南通壘區用脫字棉試驗，所得之結果，地若較肥，以條播為宜，若地力較薄，以撒播為佳。浙江棉業改良場用百萬棉試驗，撒播區產量未必高於條播。湖北棉業改良委員會棉場用脫字棉試驗，則撒播產量高於條播。

行株距試驗 美棉行株距，據東南大學孫恩慶以脫字棉在各棉場試驗，江浦結果，肥地以行距二尺，株距一尺為佳，瘠地以行距二尺，株距六寸為佳。山結果，最適為行距二尺，株距則八寸較一尺為優。山東棉作育種場用脫字棉試驗，行距以一·二至二尺，株距八寸為佳，北平大學用脫字棉試驗結果，至行距二尺時，株距一尺為佳。通縣棉作試驗場試驗，脫字棉以行距二尺，株距八寸，金字棉以行距二尺，株距五寸為佳。青島工商學會試驗，以行距二尺，株距六至八寸產量最高。河南棉產改進所在安陽以斯字棉三號試驗，行距以一·六至二尺為宜，株距以八寸至一尺至佳。行株距配合應採行一·六尺，株距一尺，行距在二尺以上，則株距以八寸為佳。復在太康用同一材料試驗，行距以一·二尺，株距以一尺為佳。綜上述結果，美棉之行距以二尺為適宜，株距不必超過一尺，小鈴種尤可較小也。

中棉試驗結果 據浙江棉業改良場報告，中棉行距一·五尺，株距以一尺為最佳。江西廬口農場百萬棉試驗，行距一·二尺，株距八寸者，產量最高。廣西柳州試驗結果，行距一·五尺，株距八寸為佳。據以上結果，中棉行一至一·五尺，株距〇·五至一尺為宜。

摘心整枝試驗 全國棉區栽培中棉均有摘心習慣，東南大學及浙江大學均曾舉行試驗，證明摘心無效果可言，惟在氣候溫暖，秋雨較多之土地區，摘心足以防止徒長，美棉單行摘心，亦無效果。美棉整枝試驗，據正定棉業試驗場，北平大學，金陵大學，河南及陝西棉產改進所歷年試驗，美棉摘心整枝在早期行之，反能降低產量，多雨之年，則功效顯著，舉行之適期為大暑以前。中央農業實驗所在四川遂寧研究摘心整枝與施肥，對於產量有顯著之效果。摘心整枝與施肥之互相作用不顯著，施肥或摘心整枝，均有促早熟之功能。

灌溉試驗 黃河流域棉區，每年雨量四百至六百公厘，且分別集中於七八兩月，棉花生長期間常須灌溉。據山東第二棉業試驗場，陝西李國楨，河南棉產改進所及陝西棉產改進所試驗結果，灌溉區產量均較不灌溉區為佳。

肥料試驗 中央農業實驗所在武功、涇陽、定縣、龍山舉行化學肥料與有機肥料比較試驗，結果顯示無論施用何種肥料，均可使棉花產量增加，而以硫酸銨之肥效為最高，油餅次之，廐肥又次之。糞粉與廐肥配合施用有提高廐肥肥效之功能，該所復於渭河舉行化學肥料與有機肥料配合試驗，結果以草木灰硫酸銨合用反致肥效減低，與油餅配合則有促進有機質分解之功。四川省農業改進所棉作試驗場在遂寧簡陽舉行同樣試驗之結果，各處理之產量，均較不施肥顯著增高，其中尤以人類尿與油餅配合施用之效果為最佳。

棉種因品種不同對於肥力之適應各異，據中央農業實驗所舉行棉花品種肥力反應試驗結果，美棉對於氮肥，有顯著之需要，中棉則影響較微。磷肥之效應，中美棉對之均不顯著，又美棉各品種對於肥料之利用能力，亦有顯著之不同，以斯寺棉最優，脫字棉次之，各地之退化美棉為最弱。

耕作制度試驗 孫恩慶報告東南大學在南京舉行美棉兩熟試驗結果，美棉一年一熟之效益，實在兩熟之上，一熟中冬季以豌豆作綠肥，優於冬季休閑區。復以行距不同之棉麥兩熟區與休閑區比較，仍以一熟區產量為高，但二熟區之行距減為二尺，則收量與一熟區相差無幾。其後復在上海江浦武昌等處試驗結果，亦均以一熟為佳。中央大學用愛字棉與小麥舉行二熟試驗，棉花產量以一熟區為高。南通農學院發表脫字棉與綠麥兩熟行距試驗之結果，以棉麥行距一、二尺及麥行距二、四尺，棉撒播區為佳，安徽棉業改良場以愛字棉與小麥舉行試驗，以一熟區收益為高。四川農業改進所棉作試驗場在簡陽榮縣試驗結果，以棉作一熟及蠶豆寬狹行間作棉花區產量為高，豌豆為前作較其他作物為佳，冬收收穫後種棉產量均低。綜上結果，美棉以一熟為宜。

中棉之兩熟制試驗 據中央大學用青莖為脚棉試驗，以兩熟為有利。復用江陰白籽棉在上海試驗，以棉麥間作之淨收益最高。四川農業改進所棉作試驗場在遂寧簡陽試驗之結果，以一熟區產量最高，豌豆區次之，但淨收益，則以油菜蠶豆與棉花間作區為高。足證中棉兩熟收穫量雖較一熟為低，兩熟之淨收則較高，尤以與油菜蠶豆豌豆間作為有利。

西南棉區於棉田內，多混植多種其他作物，影響棉作發育至鉅。四川農業改進所棉作試驗場以遂寧中棉試驗，以單植棉區產量最高，間作物中以玉蜀黍、胡麻、黃豆影響最大。奉節簡陽兩場之試驗結果，亦相符合。西康西昌農場用美棉試驗之結果，棉作產量，以單作區為最高，間作有損無益。

八 棉之生理研究

日光 棉作最適宜之日照長短視品種而異，品種之原產地愈近赤道，光期適應愈顯。蘇威稜報告，謂在田間情形下普通中棉，印度棉，美棉與比馬棉均無花結實，而印度之美棉 Combodai 在我國各地，均不開花。江陰白籽棉及脫字棉，每日給十小時光照期，其成熟早晚與全日光照者無顯著之差別。Combodai 棉經每日十小時之光照，至九月中旬開花，故此種為短日性品種。馮掌傳施珍仍以 Combodai 棉作光期試驗，其結果：「依植物生長而論，短日處理均較自然光照者為優，但光照大小時與自然平均日照十四小時者差異不顯著，結鈴數以光照九小時及十二小時者最多，光照六小時最少。凡自然日照者均不開花。吐絮鈴百分數以十二小時光照者最高，九小時者次之，六小時者最低。每鈴籽棉重，衣分，衣指，纖維長度各性狀，光照九小時至十二小時者互有優劣，但差異不顯著。籽棉以光照九小時較十二小時者為優。」一舉結果證明短日性 Combodai 棉以光照十二小時為最適。馮掌傳施珍復以脫字棉，海島棉及俄國純系棉三種美洲棉 與青莖雞脚棉，常德鐵籽棉，百萬棉及印度維字棉 (Verum) 四種亞洲棉作相同試驗，其結果謂：「各品種主幹及主幹葉之生長速率，均有短日處理遠於光照全日之傾向，尤以光照十二小時者為然。自發芽至開花，第一花日數及第一果枝着生節次均以光照十二小時或九小時為最短最低，早期開花與吐絮百分數亦以光照十二小時或九小時為最高，印度維字棉及常德鐵籽棉且有光照愈短開花愈早之象。各品種之開花數，結鈴數及吐絮鈴數均以光照十二小時者最高。每棉籽重在脫字棉，海島棉，及青莖雞脚棉皆有光照愈長重量愈增之傾向。俄國純系常德鐵籽棉與百萬棉則光照十二小時為最重。籽指在各品種中均有光照愈短籽指愈高之象。」中央農業實驗所推至於研究纖維對於棉生長之關係，證明對於蘇威稜棉種科高度，及結鈴數均有極顯著之影響。

水分 土壤水分不足，足以影響棉花纖維之長度，及其他性狀。據胡竟良在美研究，以美棉四種及海島棉為材料，發見纖維長度一九三四年平均較一九三五年短二一四公厘，其原因由於一九三四年七月雨量不足所致，併以一九三五年七月雨量充足，短絨類棉衣指增高，中絨類棉衣指減低，衣分期短絨棉及中絨棉均減低，長絨類則增高，張理文在浙江研究之結果，纖維長度與八九月雨量，籽指與七月份雨量，衣指與八月份雨量均成正相關。衣分因隨籽指衣指而變，故衣分當以七月雨量少八月雨量多則高，否則減。

溫度 氣溫高棉鈴成熟較易，據東南大學報告，白霧後之開花鈴每經八九十日始吐絮，僅七八月間開花者，中棉鈴經三十餘日，美棉鈴四十餘日即成熟。又據中央農業實驗所之研究，棉花開花數與二十至三十日前之溫度相關性最大。

棉之生長 棉作生長最速之時期，據東南大學報告，江陰白籽棉為發芽後五十四日至七十八日，莖之生長期為一一〇日。聯字棉莖生長日數為九十六日。中央農業實驗所於遼寧研究中美棉之生長期，結論如次：(1) 一般棉自播種至出苗為五日至七日，播種初期生長漸次加速，自六月中旬至七月下旬生長為最，以後漸緩，至八月下旬後除西南品種外，均停止生長，且初期與中期生長受雨水，氣溫，病蟲害影響最大。(2) 棉葉上花蕾數，中棉少於美棉，惟結鈴百分數中棉高於美棉，此乃中棉花前旗莖較低之故。(3) 開花始期，

中棉均在六月底七月初開花，盛期均在七月底八月中，美棉且較中棉略早，早熟所結之花鈴百分數高，晚期花低。(4) 早熟花所結之鈴，青鈴生長日數少，晚期花所結之鈴則日數多，中棉平均青鈴生長日數為三十五至四十二日，美棉為四十至四十六日，品種間差異，中棉不顯著，美棉則甚為顯著。(5) 開花盛期，歷年均在七月中旬至八月下旬，而結鈴盛期，亦在此期，故開花與結鈴盛期，二者正相吻合。

不孕子 棉 上常有不孕籽，影響品質。其發生之原因，中央農業實驗所王培德曾在遼寧研究，其結論如下：(1) 中美棉品種間不孕籽百分數差異顯著。(2) 不孕籽在鈴基部較多，愈上愈低，尖部最少。(3) 不孕籽乃未受精之胚珠，不受營養之影響。(4) 不孕籽數因季候而異，初期及晚期花百分率均較高，尤以初期花為甚。(5) 支配不孕籽發生之氣候因子，溫度之影響甚於濕度，溫度與不孕籽成顯著之正相關，與濕度成負相關。

爛鈴研究 四川秋季多雨，棉株爛鈴甚多，據華興華研究，紅鈴虫為誘致爛鈴之因，其次則濕霉，角斑病，炭疽病。爛鈴百分率與鈴之大小，青鈴生長日數，分枝數，葉片面積皆有顯著之正相關。故為減少爛鈴計，宜選小鈴小葉分枝較稀，青鈴含水量較少之品種。

九 纖維品質研究

纖維品質 棉花為紡織原料，纖維細長，則紡紗支數增高，捻曲數多則紡支拉力強，長度整齊則廢棉減少。上海商品檢驗局陳紀雲徵集國內棉種二百二十餘種，研究其物理性，分美種棉土種棉及改良種棉三類。美種棉纖維細長，捻曲數多，但長度整齊率較低。湖北美棉品質退化，纖維長度，竟與中棉不相上下，但以捻曲數多，質細軟，仍能紡高支紗。聖實棉亦為美種之一，纖維長度 $1\frac{1}{4}$ 英寸，在市場熟棉之牛耳，惟亦漸退化。土種棉之品質，較多粗短，纖維長度多在 $\frac{3}{4}$ — $\frac{13}{16}$ 英寸之間，長度整齊率較高，捻曲數特多，故不能紡高支紗，且拉力甚弱。改良種棉為江陰白籽棉，百萬棉，孝感棉等及馴化之美棉。其品質較普通棉為優，孝感棉纖維長度達 $1\frac{1}{8}$ 英寸，為中棉中纖維最長者，但捻曲度與馴度仍與土種棉相似。馴化之美棉各項品質尚能保持原來優美品質。

纖維細度 中央棉產改進所曾設各棉場系統育種之純系，考查其纖維細度，結果中棉十二種可分二類，如通州益織棉，遼氏白籽棉等，纖維細度在 21u 以下，可稱細織棉。如孝感長城棉青島通棉等細度在 21u 以上，可稱粗織棉，徵集之各地土棉棉種中，尚有著名之細織粗織棉。最粗者如河北正定土棉，細度達 28.36u，最細者如河北樂亭土棉，細度為 19.30u。至於測定之美棉四種，則均屬細織。

脂質成分 中央棉產改進所經養和報告，國產美種棉纖維之脂質成分較土種棉為高，土種棉中羧基及光籽中棉之脂質分亦有多於毛籽中棉之趨向。脂質之增多，能使纖維益增光亮，而呈柔軟之狀。然不能視為精細之纖維。我國黑籽棉素為市場上所重視，脂質成分多或為其主要原因。

十 病虫害研究

棉虫 棉虫之研究始於民九東南大學張巨伯在南匯研究棉蠶之生活史及防治法。及後張巨伯復率吳福禎在南匯研究金鋼鑽。二十二以後，中央棉產改進所舉行全國棉虫調查，遍及冀、魯、豫、晉、蘇、浙、湘、鄂等省重要棉區，發現棉虫達一百八十餘種。並由吳福禎，吳振鏞，吳連璋，李士黃等研究地老虎，蚜虫，紅腳蠶，棉蚜蟲，捲葉虫，葉跳虫等生活史。棉虫防治以用菸草及棉油劑之治效成功最著。

棉病 國內棉病之研究始於東南大學王善倫發覺現畸形病由於葉跳虫所致。其後中央棉產改進所舉行全國棉病調查，發現棉病十九種。就其益發現棉葉切病為四種皆椿象科昆虫害害所致，火風病為劃馬所致。關於棉病防治，如以氧化汞防治立枯病猝倒病，以棉乳油劑治葉切病，以波爾多液石灰硫磺散治縮葉病，均經試驗有效。二十六年後，四川農業改進所及清華大學農業研究所亦於川滇兩省分別調查，迄今曾經紀述之棉病共二十五種，其中或為國外所未有，或未經詳載，如中棉腰折病 (*Alternaria macrospora*) 及發源印度之新炭疽病 (*Collectot ichum indicum*) 均發現於四川，由成立樓演詳加研究。又如雲南木棉上，曾由清華大學農業研究所發現國內前所未有之病害三種，即枯萎病 (*Verticillium* sp.) 枝葉乾枯病及葉銹病是也。

治虫藥劑研究 殺虫藥劑之研究，始於中央棉產改進所，已見成功者如孫雲沛研究棉油乳劑調製，楊守珍孫雲沛利用國產信石製造硫酸銨等。

十一 棉用農具製造

民十東南大學李炳芬開始研究改良我國農具，於棉用農具中製成棉花條播機，五齒中耕器，及棉用耙三種。其後江蘇農具製造廠及其他鐵工廠多仿製之。二十三年後，藥劑防治棉虫已見實效，中央棉產改進所因特設殺虫機械製造室，專製噴霧器，以應需要。二十六年後，中央農業實驗所在重慶設廠，繼續製造。

十二 棉花分級研究及分級標準之製定

棉花分級直接便利棉花交易，間接增加棉產，提高品質，以合紡織需要。棉業統制委員會因於二十三年設置棉花分級室，主持者葉元鼎，參照上海商品檢驗局歷年研究棉花品級品質之結果，首從事棉花品質鑑定方法之基本研究，採取各市場棉種加以比較，根據實驗結果，並依照各國成法，訂定棉花類別，品級，長度，整齊度，強度等五項分級標準，以作分級準繩。

農林部病蟲藥械製造實驗總廠

使 命

製造防治病蟲藥劑與器械

增加糧食原棉及他農產

出 品

- 中農硫酸鈣 (可治食葉害蟲、如菜蟲、菸蟲、老蟲、棉捲葉蟲)
- 硫 酸 鋁 (為標準胃毒劑、用以防治一般咀嚼害蟲均無不宜)
- 波 酸 銅 (可治大麥燕麥堅黑穗病及小麥腥黑穗病)
- 碲 酸 銅 (為製波爾多液之原料可治一般植物病害)
- 單管噴霧器 (噴射病蟲防治藥劑及消毒蠶室等之必要工具)
- 手提噴霧器 (為使用輕便之噴射病蟲防治藥劑之用具)
- 捕 鼠 器 (為倉庫及家庭等處所預防鼠害之利器惟此器只限于重慶取貨)
- 整 枝 剪 (為果園修整果樹剪除病蟲枝條之用具)

總廠——重慶江北紅沙磧良心橋

電 話 九五〇四五

電報掛號 四四三〇(重慶)

各省供應站——川(成都)陝(西安)湘(長沙)黔(貴陽)桂(柳州)等省農會所內

1. 關於本會之宗旨及任務
2. 關於本會之組織及成員
3. 關於本會之經費及預算
4. 關於本會之活動及服務
5. 關於本會之紀律及懲戒
6. 關於本會之附屬機構
7. 關於本會之法律地位
8. 關於本會之解散及清算

中華民國三十三年一月一日 第一屆臨時總會

徵稿簡約

本刊以刊載農業及其有關科學之研究論文為主，間及農業理論之闡發，近代農業科學進展情形之綜述，及書報評述等。

本刊每年出版四期，分別於三月，六月，九月及十二月刊行。

本刊刊載文稿中英文均可，惟均須簡明扼要。以中文發表者必須附英文摘要；以英文發表者，必須附中文摘要。英文稿件必須以打字機繕清，行間須留空白。

文中圖表以必須者為限，須繪製精晰，以便複製。每一圖表必須附具足資說明內容之標題。文中統計數字必須由著者先行詳為核對，以免錯誤。

文中引用文獻須綜列於本文之後，但如文獻數目較少時則亦可作為每頁之附註。

文稿刊行以收到先後為序。

文稿校樣由著者自行校閱，並須於極短期內退回，以免延誤出版日期。

文稿之由本刊刊行者寄送單行本四十份。如需要較多時，可於退回校樣時聲明，照價訂購。

一切有關本刊之函件，請寄交「成都靜居寺側農林部四川省推廣繁殖站科學農業編輯委員會」。

NOTICES

The journal is devoted to all branches of agricultural sciences. Articles presenting the results of original research will be preferable.

The journal is published quarterly, during March, June, September, and December of each year. Subscription price; U. S. \$ 10.00 a year for complete volumes. Single numbers, U. S. \$ 3.00 each.

Correspondence concerning editorial matters should be addressed to the Editor-in-Chief: Dr. Lee Ling, The Szechuan Experiment Station of The Ministry of Agriculture and Forestry, Chengtu, China.

訂閱價格 全年四期 二百元

郵費在內 每 期 六十元

西南印書局

承 印

業務部：成都春熙正街十二號 工廠：第一廠：成都貴州路街四〇號 電話：二二七
第二廠：外東三官堂街一〇四號 電話：四九〇

目次

小麥田間試驗技術之研究.....蔡 旭 周承鎰 (93)

栽培稻多穎性遺傳之研究.....(曾相祖 蘇致齋 (119)

皂素(硫酸亞鐵)之殺菌力及其於大麥種子消毒之應用.....凌 立 李祖桂 (126)

液體培養對於莖子根瘤菌呼吸之影響.....高仰騰 公立華 (133)

珍珠小米發生之組織研究.....李競雄 李先聞 (139)

芥菜類突變品種“蓬萊”之鑑定.....孫運吉 施履吉 (143)

我國棉作改良研究概述.....謝 竟 頁 (147)

四川省圖書館藏書室主編華蓋圖書館字第一〇二六號

CONTENTS

Field plot technique in wheat..... Hsu Teai and C. Y. Chow Sze (93)

Genetical studies on the ploynusks in cultivated rice (*Oryza sativa* L.)
H. H. Kuang, D. S. Tu and Y. H. Chang (119)

The fungicidal efficiency of ferrous sulphate and its application as a seed
disinfectant of barley..... Lee Ling and T. K. Li (126)

The effect of some amino acids on the oxygen consumption of vetch root
nodule bacteria..... H. Zanyin Gaw and L. H. Kung (133)

Supernumerary chromosomes in pearl millet (*Pennisetum typhoides* Rich.)
C. H. Li and H. W. Li (139)

A note on "Tsontsai"..... Von Gee Sun and Li C. Sze (143)

A review on cotton research in China..... G. L. Hu (147)

本雜誌所用紙張全係成德英國紙廠出品特此介紹