

田間試驗之設計與分析

著者 范福仁

大學教本

田間試驗設計與分析

著者 范福仁

新農叢書

新農企業股份有限公司出版

目次

第一章

現代田間技術.....	1
(1) 田間試驗之演進.....	1
(2) 田間試驗之基本原理.....	2
(3) 複因子試驗之需要.....	7
(4) 連應之意義.....	8
(5) 複因子試驗之優點.....	10
(6) 複因子試驗之警議.....	10
(7) 土壤差異.....	11

第二章

田間試驗方面所需之統計知識.....	13
(1) 平方和、自由度及平均方和之意義.....	13
(2) 求平方和之簡法.....	13
(3) 在特種情形下求平方和之簡法.....	15
(4) 連應平方和之各種求法.....	13
(5) 變量分析表之排列.....	24
(6) 單次標準差、平均數之標準差及差異之標準差.....	24
(7) 機率與偶率之意義.....	25
(8) Fisher 氏 z 表, Snedecor 氏 F 表.....	25
(9) 學生氏 t 表與 Fisher 氏 t 表.....	26
(10) 習題.....	27

第三章

隨機區組, 拉丁方及裂區試驗.....	30
(1) 隨機區組之意義.....	30
(2) 簡單隨機區組之設計.....	30
(3) 複因子隨機區組之設計.....	32
(4) 簡單隨機區組之分析法.....	33
(5) 複因子隨機區組.....	37
(6) 拉丁方之意義.....	46
(7) 拉丁方之排列.....	47
(8) 拉丁方之分析.....	52
(9) 裂區試驗之意義.....	54

(10) 裂區試驗之設計	54
(11) 裂區試驗之分析	55
(12) 二裂式裂區試驗之分析	57
(13) 假偽處理	58
(14) 含有假偽處理試驗之分析示例	59
(15) 含有假偽處理之試驗之實例	62
(16) 習題	66

第四章

混雜試驗	70
I. 概論	70
(1) 均衡性之意義	70
(2) 混雜試驗之意義	71
(3) 混雜試驗之目的	74
(4) 簡單混雜試驗之混雜方法	75
(5) 部分混雜試驗之意義	78
II. 每因子具有二平準	79
(6) $2 \times 2 \times 2$ 設計混雜之法則	79
(7) $2 \times 2 \times 2$ 設計之混雜	81
(8) 2^4 設計之混雜	81
(9) 2^5 設計之混雜	85
(10) 2^6 設計之混雜	88
(11) 2^n 設計混雜之注意點	88
(12) $2 \times 2 \times 2$ 設計之分析示例	88
(13) 2^5 部分混雜試驗之實例	94
III. 每因子具有三平準	104
(14) 3×3 試驗之混雜方法	104
(15) $3 \times 3 \times 3$ 試驗之混雜方法	106
(16) 自由度之重分	109
(17) $3 \times 3 \times 3$ 混雜試驗具有一次重複之分析	112
(18) $3 \times 3 \times 3$ 混雜試驗具有二次重複之分析	119
(19) 三因子連應之重分	126
(20) $3 \times 3 \times 3$ 試驗之混雜	130
(21) 3^4 試驗之分析	112
(22) 3^5 試驗之設計	130

1. 諸因子之平準數不相等	137
(23) 各因子所具平準數不等之試驗	137
A. 3×2^n 試驗	137
(24) $3 \times 2 \times 2$ 設計排列成每區組含六區	137
(25) $3 \times 2 \times 2$ 試驗之分析要點	138
(26) $3 \times 2 \times 2$ 試驗之示例	139
(27) $3 \times 2 \times 2 \times 2$ 設計排列成每區組含六區	146
(28) 3×2^n 試驗排列成每區組含 $3 \times 2^{n-1}$ 及 $3 \times 2^{n-2}$ 區	147
B. 2×3^n 試驗	149
(29) $3 \times 3 \times 2$ 設計	149
(30) $3 \times 3 \times 3 \times 2$ 設計排列成每區組含六區	152
(31) $3^n \times 2$ 設計排列成每區組含 $3^{n-1} \times 2$ 及 $3^{n-2} \times 2$ 區	154
(32) 一因子或一因子以上具有四平準或八平準時之混雜	154
V. 裂區試驗之混雜	156
(33) 裂區試驗之混雜	156
(34) 習題	158

第五章

擬拉丁方、希臘拉丁方及分條拉丁方	162
I. 擬拉丁方	162
A. 每因子具有二平準	162
(1) 擬拉丁方	162
(2) $2 \times 2 \times 2$ 設計排列成二個 4×4 擬拉丁方	162
(3) $2 \times 2 \times 2$ 排列成二個 4×4 擬拉丁方之分析	163
(4) 五個因子或六個因子排列成 8×8 擬拉丁方	165
B. 每因子具有三平準	170
(5) 三因子及四因子排列成 9×9 擬拉丁方	170
C. 二因子具三平準一因子具二平準	171
(6) $3 \times 3 \times 2$ 設計排列成一擬拉丁方	171
D. 擬拉丁方應用於品種比較試驗	180
(7) 擬拉丁方應用於品種比較試驗	180
(8) 品種比較之擬拉丁方之設計	180
(9) 品種比較之擬拉丁方之分析	185
II. 希臘拉丁方	186
(10) 希臘拉丁方之意義及其用途	186
(11) 希臘拉丁方之分析示例	188
(12) 高級希臘拉丁方	191

(13) 高級希臘拉丁方之分析	192
III. 分條拉丁方	194
(14) 分條拉丁方	194
(15) 分條拉丁方之分析	196
(16) 習題	201

第六章

擬複因子試驗	204
(1) 擬複因子試驗	204
I. 二向二組羣擬複因子試驗	204
(2) 二向二組羣擬複因子試驗之設計	204
(3) 二向二組羣擬複因子試驗之分析	207
(4) 二向二不等組羣擬複因子之設計與分析	214
II. 二向三組羣擬複因子試驗	216
(5) 二向三組羣擬複因子試驗之設計	216
(6) 二向三組羣擬複因子試驗之分析	218
III. 三向三組羣擬複因子試驗	225
(7) 三向三組羣擬複因子試驗之設計	225
(8) 三向三組羣擬複因子試驗之分析	229
(9) 習題	236

第七章

平衡不完全隨機區組	237
(1) 平衡不完全區組	237
(2) 平衡不完全區組之設計	237
(3) 平衡不完全區組(每區組含 p 區)試驗之分析	240
(4) 平衡不完全區組(每區組並非 p 含區)試驗之分析	244
(5) 習題	243

第八章

各場各年品種試驗及多年生作物試驗之綜合分析	247
I. 各場各年品種試驗	247
(1) 綜合分析用處	247
(2) 綜合分析之條件	247
(3) 綜合分析之示例	247
(4) 各變異項目計算結果之討論與比較	25

(5) 交叉差異及其顯著性之測驗	254
II. 多年生作物試驗	256
(6) 多年生作物試驗之分析	256
(7) 多年生作物試驗分析之簡例	256
(8) 習題	558

第九章

相關變量分析	259
(1) 相關變量分析之用途	259
(2) 相關變量分析之步驟	259
(3) 相關變量分析法含二個變數之簡例	265
(4) 三個變數之相關變量分析	267
(5) 習題	270

第十章

取樣技術	272
(1) 取樣之意義與目的	272
(2) 取樣單位與樣本	272
(3) 在田間取樣與觀察之方法	273
(4) 作物收穫後之取樣方法	274
(5) 一區劃成數部分取樣之利益	274
(6) 取樣機誤	274
(7) 計算取樣機誤之示例	275
(8) 重複次數及樣本大小對於機誤之影響	277
(9) 由樣本估計之產量與全區產量分析之比較	280
(10) 習題	280

第十一章

缺區及拉丁方不完全之補救法	283
(1) 缺區補救之需要	283
(2) 推算一個缺區之產量	283
(3) 推算二個以上缺區之產量	288
(4) 不完全拉丁方之分析法	293
(a) 缺一處理項目	293
(b) 缺一橫行	295
(c) 缺一直行	298
(d) 缺一直行及一種處理	299

(e) 缺一直行及一橫行	302
(5) 習題	303

第十二章

實施考慮	304
(1) 生物統計在田間試驗所佔之地位	304
(2) 從事試驗之準備	304
(3) 試驗地應有之注意	304
(4) 試驗地之選擇	305
(5) 試驗地之妥善地點	306
(6) 試驗結果須顧到實際應用	306
(7) 試驗須顧到季候性與地域性	307
(8) 試驗應同時注意產量以外之性狀	308
(9) 設置觀察區之目的與功用	309
(10) 試驗區之面積	312
(11) 試驗區之形狀	313
(12) 試驗之重複次數	314
(13) 重複之誤解	314
(14) 記錄之方法及其重要	315
(15) 試驗之邊行及捨棄整區產量之問題	316
(16) 試驗之精確度	317
(17) 田間種植收穫及秤產量之方法	318
(18) 分配工作之注意	319
(19) 多年生作物試驗之規劃	320
附表1 均衡化方形	322
附表2 平衡不完全區組之設計	328
附表3 平衡不完全區組之索引(由重複次數查)	332
附表4 平衡不完全區組之索引(由每區組所含之區數查)	333
附表5 Fisher氏與Yates氏之隨機數字	334
術語中英文對照	342
索引	343

田間試驗之設計與分析

第一章

現代田間技術

(1) 田間試驗之演進 最初之田間試驗，極為簡單，1839 年 John Lawes 氏在英國[†] Rothamsted 試驗場，試驗各種人造肥料對於多種作物之影響，每一種肥料，僅施用一大區，無所謂重複 (Replication)，此種試驗，繼續數年，即在同一大區內，各年均施用相同之肥料，以測驗肥料在不同季候之反應。根據數年之結果，自較一年之結果為可靠，故此種試驗，實開科學的田間試驗法之端倪。1846—47 年，將大區縱分為二，並分別收穫，是為田間試驗設置重複之濫觴。約 1870 年，丹麥試驗場創立人 P. Nielson 氏，從事牧草試驗時，其設置重複之方法，比較合理，在 1880 年作順序排列，如：

A B C D D C B A

1909 年，A. D. Hall 及 T. B. Wood 二氏，深覺田間試驗有估計試驗機誤之需要，故創估計之方法。

自 1923 年 R. A. Fisher 氏發表變量分析法 (Analysis of Variance) 後，田間試驗之面目遂為一新，而有劃時代之進步，氏利用空白試驗* (Blank test) 之數字資料，規劃各種試驗設計，而互相比較，以期探得—最精確之方法，於 1925 年發表二種試驗設計，即隨機區組 (Randomized block) 與拉丁方 (Latin square) 是。當處理數包括過多時，則在區組

*空白試驗，即全田種一品種，用以測驗地力之變異

(Block) 內或橫行 (Row)、直行 (Column) 內，土壤差異即有過大之嫌，於1933年英國 F. Yates 氏發表混雜試驗 (Confounding) 之原理與方法，此種困難，遂行解決。

品種試驗通常包含之品種數極多，故隨機區組法不能迎合此種需要，於1936年 F. Yates 氏又創一擬複因子試驗 (Quasi-factorial experiment)，品種數即使有數千之多，亦可應用無礙，其有裨於農藝家，殊非淺鮮！又如品種數祇有數十時，Yates 氏為求每對品種比較同樣精確計，於1936年又發表不完全隨機區組法 (Incomplete randomized block)。1937年 Yates 氏又發表擬拉丁方 (Quasi Latin square) 對於栽培試驗及品種試驗，為用頗大。

(2) 田間試驗之基本原理 田間試驗之設計，不論簡單複雜，其所據之原理，不外以下三種：

(A) 重複 最初設計之田間試驗，每處理 (Treatment) (處理，即吾人所欲試驗之項目) 僅種一大區，無所謂重複，嗣後因田間技術進步，遂有重複之設置。重複之功用有三：1. 增加試驗之精確度 (Precision)，2. 擴大試驗之範圍，3. 測定機誤之大小，現分述於次：

1. 增加試驗之精確度 重複增加試驗之精確度，可分為二方面，第一方面，吾人均知平均數之標準差之公式，為 $s_{\bar{x}} = s / \sqrt{N}$ 故 $s_{\bar{x}}$ 之減小，依樣本內所含個數之平方根為比例，在田間試驗 每一處理，可視為一樣本，而一處理所設置之 N 區可視為一樣本內所含之 N 個個數，依照以上公式，即可知平均數之標準差之大小，依重複次數之平方根數為反比。第二方面，設置重複可增加精確度，係由於不同自由度數之 t 分配而起，查 Fisher 氏 t 表。當自由度 = 1, $P = 5\%$ ，則 $t = 12.706$ ；當自由度 = 60, $P = 5\%$ ，則 $t = 2.00$ 。此處所述之自由度，即等於一處理之重複次數減一，故重複次數愈多，則自由度愈大，自由度愈大，則試驗項目之比較，愈易顯

著，因達到 $P=0.05$ 時所需之 t 值愈小也。以上所述增加試驗精確度之二方面，係向同一方面作用，惟其來源則彼此不同耳。

2. 擴大試驗之範圍 設試驗結果所欲應用之地區內，有三種土壤類型，而吾人所用之試驗田，自須能代表該地區之土壤，換言之，即試驗田係該地域內之一樣本。假如有甲、乙二處理，在設置試驗時，既不能於三種土壤類型中，取一捨二，亦不能在每一種土壤類型，甲乙二處理，各設置等效之試驗區，蓋如該區域內三種土壤類型之面積，並不相等，則此種措置，將使面積較小之土壤類型，加重其勢力，因此失去試驗田之代表性。於此唯一辦法則將甲、乙二處理，隨機排列於全田，如是可保證全田之各類土壤，供作試驗者，其彼此間面積之比率，一如該地域內各類土壤之相互間之比率。由此可知增加重複，即可增加試驗範圍，而代表性亦愈大。

3. 測定機誤之大小 倘有 A, B, C, D, E ，五種處理，每一處理，僅設置一區，則 A 與 B 之差數（或 A 與 C 之差數），既包含二處理本身之差異，並包含土壤之差異，故此差數究屬於何者，無從判斷。假如每處理設有二區或二區以上時，即可算出變異之大小，而得測定機誤之大小，如 A 有三區，其產量為

A 處理：— 8, 10, 9,

以上三個數字之變異，並非由於處理之不同，而由於不易控制之因子（除土壤差異外，尚有其他不易控制之因子，如病蟲害程度並不完全一律，試驗區之面積，不能毫釐不爽）彼此不能完全相同所致，故由以上三個數字之變異，可測定其機誤 (Error) 之大小。此種變異，由於機會，不能用人力控制，故名爲機誤。

(B) 隨機排列 所謂隨機排列 (Random arrangement)，即各處理排列之次序，並非順序。在田間前後之次序，全憑機會，但並非由各人自行任意寫出。隨機排列之方法，雖可利用擲幣、擲骰或抽卡片等法，但均

大之遲慢，且不易公勻。最好之方法，為利用 L.H. C. Tippett 氏之隨機取樣數字表 (Random sampling numbers) 或 Fisher 氏與 Yate 氏之隨機數 (3)，此二表之用法相同，方法有二：

1. 每次除數相等 現如欲排列 6 個處理 (用 1, 2, 3……6 代表)

第一步隨便揭開隨機數字表，如揭開為 XIII 頁，即用此頁上之隨機數字。第二步在此 XIII 頁上，以二個數字為一單位，此等二位數，可由上方讀至下方，或自左方讀至右方，或斜角讀，均無不可，將每一個二位數除以處理之總個數 (於該例為 6)，其餘數即表示處理號碼，假如在 XIII 頁由左上方讀下，即找得以下之二位數：

44, 91, 42, 69, 56, 73, 69, 15, 46

用 6 除後之餘數 2, 1, 0, 3, (2), (1), (3), (3), 4

凡餘數為 0 者，則其處理號碼，即等於除數 (在此例為 6)。觀察以上餘數，有 2, 1, 0 (作 6), 3, 4, 最後自必為 5，故不必做下，即可將“5”字填上。在第五個二位數“56”之餘數 2，因與第一個二位數“44”之餘數相同，故將此餘數劃去，(用括弧表示) 以免重複。最後 1, 2, 3……6 個處理之排列次序，為：

2, 1, 6, 3, 4, 5。

於此須注意者，即二位數並非完全可以應用，在該例凡遇 00, 97, 98, 99 之二位數，即應捨棄不用，是因在二位數中，96 為 6 之最高倍數，為欲使 1, 2, 3, 4, 5, 6 (即 0) 餘數，早晚發現之機會相等，故須將以上所列出之二位數，捨棄不用。又如排列七個處理，則應捨棄 00, 99，是因 98 在二位數中為 7 之最高倍數，餘做此。

為簡便計，在上例可假設排列十處理，而將餘數為 7, 8, 9, 10，者捨棄，如此則除法變為簡單。

2. 每次除數並不相等 用上法時，則同樣之餘數極易碰到重複，尤以處理數多時為甚，為欲避免此種麻煩，可用此法。於此亦假定有 6 種

處理，排列時第一步亦為隨便揭開隨機數字表，一如上法。第二步二位數之讀法，與上法相同，惟其除數，則每次不同，第一次之除數，等於處理總個數（用 N 表示，於此例為6），第二次所用之除數為 $N-1$ （即 $6-1=5$ ），第三次為 $6-2$ ，是即每次遞減1，即得。每次除後所得之餘數，其意義與上法不同，在上法餘數即代表處理號碼，在該法則代表各處理之地位，現欲排列6個，故有6個地位，決定處理(6)應位於第幾地位，可用6除隨機數，假如仍用以上所用之隨機數字，則 $44 \div 6 = 2$ ，是即處理(6)應排於第二個地位。處理(6)既已決定，然後再逆溯而上，決定處理5, 4, 3, 2, 1之地位，因剩下祇有5個地位，故在排列處理(5)時，用5為除數， $91 \div 5 = 1$ ，故處理(5)，應排於第一個地位。在排列處理(4)時，因祇剩下四個地位，故除數為4， $42 \div 4 = 2$ ，則處理(4)應排於第二個地位（此第二個地位，指剩下四個地位中之第二個地位而言）。排列處理(3) 可用 $69 \div 3 = 0$ ，是即處理(3)排列於剩下地位之第三個地位，餘類推，而得以下之排列：

(5)	(6)	(1)	(4)	(2)	(3)
-----	-----	-----	-----	-----	-----

隨機排列 最大之目的，為在避免偏袒 (Bias) 如欲試驗甲乙二種飼料，用十對幼豬試驗之，每對幼豬內，究以何豬受甲飼料乎？如第一對擇體重較重之一豬；予以甲飼料，另一予以乙飼料，第二對則擇體重較重之一豬，予以乙飼料，如是交互更迭，表面上似極為公平，但此種辦法，不能完全除去人意之偏袒，最好辦法，為在各對幼豬中，究以何豬受甲飼料，完全用隨機法決定。

在田間試驗方面，因土壤不能完全均勻一致，欲避免偏袒，祇有應用隨機排列之一法，假如排列並不隨機，而作順序排列，例如有四種處理排列如下：

A	B	C	D
A	B	C	D

A	B	C	D
A	B	C	D

此種排列方法，因A與A接近，A與D遠離，因此A與D之產量，雖實際上並無高下，亦可因A與D相距遼遠，土壤差異迥然不同，致A與D有顯著之差異。

以上各對品種比較時，精確度並不相等，A與B常為鄰近，而A與D則常遠離，此為設計試驗之大忌，因全試驗僅用一個機誤，相鄰二品種，如實際上有差異，為機誤過大而蒙蔽，其遠離之二品種，如實際上確無差異，但可因土壤差異懸殊，而反易於差異顯著，此種偏袒，稱曰品種內偏袒 (In-travarietal bias)。

假如將以上之順序排列，改為以下之順序形式：

A	B	C	D
C	D	A	B
A	B	C	D
C	D	A	B

據 Tedin 氏(5)由茶之空白試驗，證實此種排列之偏袒，適與以上排列之偏袒相反，即品種間如確有顯著差異，可因機誤過大而蒙蔽。

(C) 局部控制 局部控制 (Local control) 在日常生活方面，亦可遇及，譬如有二個西瓜於此，一甜而多汁，一淡而無味，如欲分配於十人，則最公平之辦法，莫如將每一西瓜分為大小相等之十瓢，每人從甲西瓜各得一瓢，從乙西瓜各得一瓢，如是則每人分到之西瓜，均優劣參半，每一西瓜即相當於田間試驗方面之區組 (Block) (區組之意義見第三章)，而每瓢西瓜，即相當於一試驗區 (Plot)。在田間試驗方面，譬欲試驗十品種，而用五畦，則在每畦田上分為十區，每品種各種一區。用此種局部控制之辦法，非特每品種所分得之五區，彼此均不相上下，且可除去畦間 (即區組間，所謂區組乃指一重複而言，即十個品種各有一區，總稱此十區為區組) 之土壤差異，因此可減小機誤。

如試驗地爲斜坡時，則區組須橫放，即區組長邊之方向與斜坡之方向成直角。如是一區組或則全在坡頂，或則全在坡腰，或則全在坡底，土壤比較均勻，若區組長邊之方向，沿斜坡之方向，則一區組內，即有坡頂坡腰坡底土壤之不同矣。在設置試驗時，區組間之差異，可以除去，故力求其大，最好近於方形，區間之差異，須力求其小，最好爲長方形。

(3) 複因子試驗之需要 所謂複因子試驗(Factorial experiment)者，乃包括二個或二個以上因子之試驗，譬如現欲比較十品種之生產力，及二種肥料之肥效，將品種因子及肥料因子組合於一個試驗，即每一品種既有甲肥區，亦有乙肥區，故此二因子共有 20 種組合 (Combination)，新式之試驗，往往爲複因子試驗，除品種比較外，所有之栽培試驗均同時包括數個因子，其專試驗一因子者反爲少見，是何故歟？試舉例述明之，設現引入一新作物，其品種以何者爲最適，其所需之肥料種類，肥料用量，以及最適合之行距等，均茫然不知，如此而欲明瞭各因子之反應，似將每一因子分別作一試驗，即可解決。如一試驗爲肥料試驗，一試驗爲品種試驗，一試驗爲行距試驗，如是所得之結果，果有應用之價值否乎？吾人可答之曰否，蓋在進行肥料試驗時，不得不用一個品種，而所用之該品種，不必恰爲吾人當選之品種，故其對於肥料之反應，不足應用於其他品種。又如進行品種試驗，不得不用一種行距，夫品種生長之習性，與行距大有關係，有則以行距狹窄爲宜，有則以行距寬闊爲宜，在舉行品種試驗時，僅用一種行距，則所謂當選之品種，須在此種行距下，方能見勝，若換一行距，則此當選之品種，或將落選矣。反之，在試驗各種行距時，則不得不用一個品種，根據此種試驗結果，遽貿然而斷定某種行距爲合適，但如換一品種，結果或可大不相同。故以上三試驗，所謂某品種最爲優良，所謂某肥料最爲需要，某行距最爲合適，僅限於一面之情形，換一環境，則結論或且相反，以如是之結果，而欲求普遍應用，憂乎難矣！因此如欲同時顧及

各種因子，則最好將各因子組合包括於一試驗，如是始可覘出一因子對於其他因子之不同反應。

(4) 連應之意義 所謂連應 (Interaction) 者，乃指一因子是否因其他因子變換而有不同之反應也。例如有一長跑家與人力車夫比賽跑步，在赤手空拳之情形下，則長跑家遠較人力車夫為速，但如在拖人力車之情形下，則人力車夫或將較長跑家為速，此種不同之反應，隨有無拖人力車為轉移。在田間試驗方面，亦有此種情形，例如作者在廣西農事試驗場 (1939) 所作之玉蜀黍栽培試驗，每穴一株處理與每穴二株處理之產量，隨播種期而大有出入，茲錄其結果於次：

表1 播種期與每穴株數連應之比較

播種期 每穴株數	四月播種	八月播種	差 異
一 株	141.19	55.80	85.39*
二 株	176.39	65.77	110.62*
差 異	35.20*	9.97	

*=顯著

觀察上表，可知在四月播種時，每穴二株處理之產量，較每穴一株者，每畝可多收35.20斤，但在八月播種時，則僅多收9.97。假如並無連應存在，則應如下表之產量：

表2 無連應存在時之理想產量

播種期 每穴株數	四月播種	八月播種	差 異
一 株	141.19	55.89	85.30
二 株	176.39	91.00	85.30
差 異	35.20	35.20	

在四月播種，每穴二株處理較每穴一株處理多收35.20，假如八月播種時，其反應仍相同，即仍多收35.20斤，則八月播種之每穴二株之產量，

應為 $55.89 + 35.20$ ，即 91.09 斤。

連應可分無連應，正連應及負連應三種。茲舉氮與磷之三種連應如下：

無連應			正連應			負連應		
	<i>o</i>	<i>p</i>		<i>o</i>	<i>p</i>		<i>o</i>	<i>p</i>
<i>o</i>	100	110	<i>o</i>	100	110	<i>o</i>	100	110
<i>n</i>	120	130	<i>n</i>	120	140	<i>n</i>	120	120

以上第一組，*n* 之反應，在第一直行與第二直行，均為 $+20$ ，*p* 之反應在第一橫行與第二橫行，均為 $+10$ 。倘無連應時，則 *np* 之反應應為二者之和即 $+30$ ，當 *np* 大於 130 時，則為正連應，小於 130 則為負連應。

現再考慮各平均數

	<i>o</i>	<i>p</i>	平均數		<i>o</i>	<i>p</i>	平均數		<i>o</i>	<i>p</i>	平均數
<i>o</i>	100	110	105 ($+20$)	<i>o</i>	100	110	105 ($+25$)	<i>o</i>	100	110	105 ($+15$)
<i>n</i>	120	130	125	<i>n</i>	120	140	130	<i>n</i>	120	120	120
平均數	110	120	115 ($+10$)	平均數	110	125	($+15$)	平均數	110	115	112.5 ($+5$)

在第一組 *n* 與 *o* 之差異為 $125 - 105 = +20$ ，是即 *n* 之主要效應*。*p* 與 *o* 之差異為 $120 - 110 = +10$ ，是即 *p* 之主要效應。連應之效應，可從對角線計算。

	<i>o</i>	<i>p</i>
<i>o</i>	100	110
<i>n</i>	120	130

	<i>o</i>	<i>p</i>
<i>o</i>	100	110
<i>n</i>	120	140

	<i>o</i>	<i>p</i>
<i>o</i>	100	110
<i>n</i>	120	120

連應效應 = 自左上向右對角線之平均數 - 自右向左對角線之平均數

*效應 (Effect) 指二處理效果之差異而言。