中華農業研究（Jour. agric. Res. China）31(2)：108～115（1982）

# 籼粳稻雜交之遺傳育種研究

## Ⅱ 產量構成要素之遺傳變異及遺傳率[1]

郭益全　謝順景[2]

**摘要**：本研究以嘉農籼11號×臺農67號及臺南5號×臺中在來1號等兩個水稻亞種間之雜交$F_2$集團爲材料，探討籼粳稻雜交$F_2$集團產量構成要素之遺傳變異及遺傳率。結果如下：

㈠嘉農籼11號×臺農67號組合中，$F_2$集團穗數呈常態分布且$F_2$集團平均等於中間親本，暗示本組合此性狀可能由累加性因子所控制；臺南5號×臺中在來1號組合中，$F_2$集團穗數分布呈右偏斜，表示控制穗數之數量因子羣可能具顯性。

㈡兩個雜交組合中，平均一穗穎花數之分布圖形均屬常態分布，而嘉農籼11號×臺農67號組合$F_2$平均一穗穎花數之均值比臺南5號×臺中在來1號者多約15朵。

㈢兩組合$F_2$集團結實率之分布稍有不同。嘉農籼11號×臺農67號組合之分布高峰在右，即$F_2$集團多數個體呈高稔實性；臺南5號×臺中在來1號組合之分布的高峰則在左，表示$F_2$集團多數個體之稔實性概低。

㈣嘉農籼11號×臺農67號組合$F_2$集團千粒重之分布爲常態分布，$F_2$集團千粒重之均值等於中間親本；臺南5號×臺中在來1號組合多數個體向右方超越兩親，分布圖形向左偏斜。

㈤各產量性狀之遺傳率值嘉農籼11號×臺農67號者較臺南5號×臺中在來1號者爲高。一般言，兩組合各性狀之早世代選拔效果可能不彰。

根據前人之論述[6]與研究[8]，咸認栽培稻（*Oryza sativa* L.）籼粳兩亞種間之雜種不稔性並未構成經由兩種間雜交以育成良質豐產水稻新品種之嚴重妨礙。論者[6]並舉出在若干稻米生產國家，若干優良新品種即由部份不稔之印度型×日本型雜種所育成。黃氏[1]綜論本省第二期稻作低產問題，提出將存在籼粳兩型合意性狀併在一個品種之想法。萬[7]則進一步具體指出綜合兩型優良性狀於一的方法，而本遺傳育種研究即針對此種觀念作系列研究，前報[10]係報告經藉路徑分析法估算產量構成要素對籼×粳及粳×籼兩種組合$F_2$單株穀產量變異性之決定程度及產量要素彼此間之關係等種種育種選拔基礎資料，本文則著眼在兩種籼粳雜交集團產量構成要素遺傳行爲之闡明。至於米質性狀互異之籼粳稻雜交後，食用品質之有關問題則於第3報討論之。

### 材料與方法

供試之材料爲嘉農籼11號×臺農67號及臺南5號×臺中在來1號。1979年二期作。供試之雜交親本每品種均插植5行，$F_2$集團每組合插植32行，每行12株，單本植，株行距25×25cm，肥料用量N：P：K＝90：40：60（kg/ha）。收穫時每親本暨$F_2$集團均去邊行，每行則棄頭尾株。即實際作調查每親本30株；每組合300株。調查項目計單株之穗數、平均一穗穎花數、結實百分率、千粒重及穀產量等5個性狀。據此而繪製兩組合產量構應要素之柱狀頻度分布圖。並對估得之各該分佈

1.臺灣省農業試驗所　研究報告第1037號。本文蒙本系副研究員鄧耀宗先生斧正，謹致謝忱。

2.本所農藝系助理研究員、研究員兼主任。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。

的峰度及歪度估值加以顯著性測定。另，估算兩組合諸性狀之遺傳率值。

其中，每組合 $F_2$ 集團各性狀頻度分布之峰度及歪度估值的估算與顯著性測定，係按葉氏 [9] 著試驗設計學第一部分生物統計學所載費氏（R. A. Fisher）之估算方法。該公式如下：

$$\text{歪度：} g_1=\frac{k_3}{k_2^{3/2}} \qquad SEg_1=\sqrt{\frac{6n(n-1)}{(n-2)(n+1)(n+3)}}$$

$$\text{峰度} \quad g_2=\frac{k_4}{k_2^{2}} \qquad SEg_2=\sqrt{\frac{24n(n-1)}{(n-3)(n-2)(n+3)(n+5)}}$$

上兩式中，$k_2$、$k_3$ 及 $k_4$ 分別表二級、三級及四級累差（Cumulants）；n 爲集團之樣品大小。而當 $|g_1/SEg_1|>1.96$ 時，表示 $g_1$ 顯著，即族羣有歪度存在；而若 $|g_2/SEg_2|>1.96$ 時，則左表示該分布有峰度存在；僅僅在 $|g_1/SEg_1|<1.96$ 且 $|g_2/SEg_2|<1.96$ 時，該分布才是圖形右對稱，峰度適中之常態分布（Normal distribution）。

遺傳率之估算法係仿 Lush（1945）之廣義遺傳率估算法，其公式如下：

$$\text{遺傳變方 } (V_G)=V_{F2}-\frac{1}{2}(V_{P1}+V_{P2})$$

$$\text{遺傳率 } (h^2)=\frac{V_G}{V_{F2}}\times 100$$

此處，$V_{F2}$ 表示 $F_2$ 集團目標性狀之總變方；$V_{P1}$ 及 $V_{P2}$ 爲各該兩雜交親本此性狀之變方。

## 結果與討論

### 一、亞種間兩個雜交組合產量性狀之分離

茲將供試嘉農秈 11 號×臺農 67 號及臺南 5 號×臺中在來 1 號等兩個雜交組合所調查之各性狀、按適當之組距繪製各性狀之柱狀頻度分布圖如圖 1—4；而各該性狀之峰度及歪度的估算及顯著性測定結果則列於表 1。今按性狀別分別按圖據表遂次論述各該集團各該性狀之若干特徵如下述：

㈠穗數

穗數爲品種特性之一。與分蘖數有正的相關關係，而其出現與發育則受氮素之供應、日照及溫度等環境因素之影響 [13]。早在 1953 年， Ramiah and Rao 即指出稻之分蘖能力具數量性狀之本質 [19]。而 Wu [20]、Li and Chang [17] 及 Li [18] 等氏水稻遺傳學者 $F_1$ 材料之全互交研究獲知；穗數主要受累加性因子（Additive gene）之控制，且穗數多者對穗數少者爲部份顯性。間亦有母系效果（Maternal effect）之現象 [3,20]。同時，不同親本間顯性與隱性因子之比例亦均有若干變異存在 [17,18,20]。

而本研究以嘉農秈 11 號×臺農 67 號及臺南 5 號×臺中在來 1 號等兩秈粳稻異型間之雜交組合來觀察穗數之在 $F_2$ 集團之表現。由圖一兩 $F_2$ 柱狀頻度分布圖中標示之各該親本及 $F_2$ 集團之平均知，兩組合 $F_2$ 集團穗數之平均概介於兩親本間，而兩組合秈稻親本之穗數則均比粳稻親本者爲高；惟其環境之變異則均比粳稻者稍大。此是否表示通認具高產潛力之半矮秈稻穗數之表現比粳稻者更不穩定。而黃氏 [2] 檢討臺灣水稻第二作期之低產情況時，發現秈稻二期作減產程度較粳稻嚴重；鄔氏 [11] 認爲二期作時，多數地區稻穀之產量大部份受制於穗數之多寡；前報 [10] 路徑係數分析異型間雜交後代產量構成要素對單株穀產量異性決定程度之研究中，數據亦顯示穗數爲較重要之選拔指標。似此，秈稻穗數表現之較不穩定是否爲秈稻二期作單位面積減產之程度較粳稻嚴重之可能原因之一。

兩組合 $F_2$ 集團穗數之柱狀頻度分布圖形稍不一致（圖 1）。嘉農秈11號×臺農67號組合之分布似以 $F_2$ 之平均爲中心；而臺南 5 號×臺中在來 1 號組合中，則分布之圖形呈偏斜現象。配合表 1 穗數項下分布歪度及峰度估值之顯著性測定結果知，嘉農秈11號×臺農67號組合穗數頻度分布之歪度及

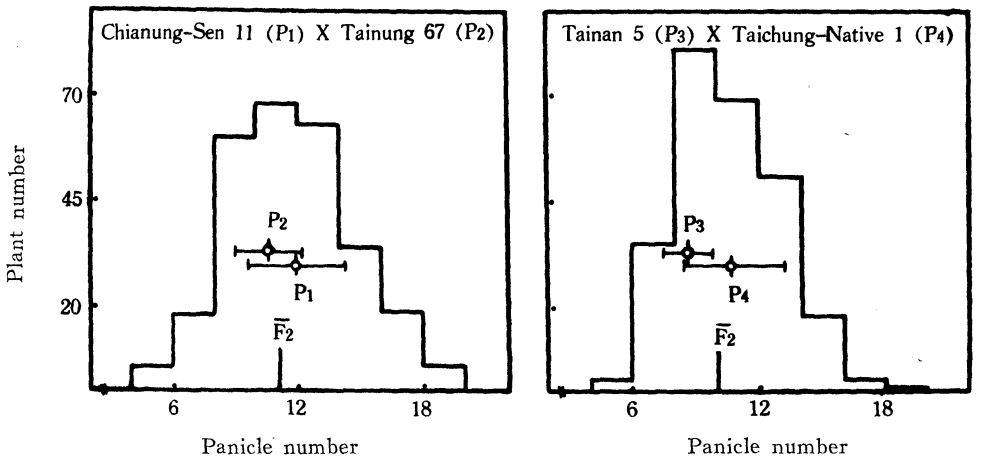



圖1. 亞種間兩個不同組合 $F_2$ 集團穗數之頻度分布

**Fig. 1.** Frequency distribution of panicle number in the $F_2$'s of different subspecies crosses.

表1. 兩組合產量性狀之歪度 ($g_1$) 及峰度 ($g_2$) 估值

**Table 1.** Skewess ($g_1$) and kurtosis ($g_2$) of yield components estimated from $F_2$ populations

| Characters | Chianung-Sen 11 × Tainung 67 | | Tainan 5 × Taichung-Native 1 | |
|---|---|---|---|---|
| | $g_1$ | $g_2$ | $g_1$ | $g_2$ |
| Panicle number | 0.17 | −0.18 | 0.37* | −0.31 |
| Spikelet number | 0.02 | 0.01 | −0.22 | −0.09 |
| % seed-setting | −0.95* | 0.38 | 0.30* | −0.24 |
| 1,000-grain weight | 0.25 | 0.36 | −0.35 | 0.36 |

*significant at 5% level.

峰度估值均不顯著表示本組合此性狀之頻度分布爲峰度適中且圖形左右對稱之常態分布。也就是本組合此性狀之分布與湯 [6] 論述環境及遺傳與量的性狀之關係中所述之，當分布於兩親間控制各該性狀之遺傳因子間無相對顯隱性時 $F_2$ 之理論分布圖形相似。由本組合 $F_2$ 集團穗數頻度分布之呈常態，且 $F_2$ 集穗數之平均又恰等於中間親本之事實，吾人似可推定在嘉農秈 11 號×臺農 67 號組合中，控制穗數性狀之遺傳因子可能主要係累加性遺傳效應 (Additive gene effect)。而臺南 5 號×臺中在來 1 號組合 $F_2$ 集團穗數分布之峰度估值雖不顯著，但歪度估值却顯著且爲正值（表 1）。此表示本分布圖形爲高峰在左，偏斜在右之右偏斜 (Skew to the right) 或正偏態 (Positive skewness)。此結果恰與湯 [6] 述之：分布的圖形由於顯性因子之影響而發生偏歪之結果相吻合。故推測臺南 5 號×臺中在來 1 號組合中，控制穗數性狀之數量因子羣中，應存在有因子間相對顯隱性關係，而由於圖形之高峰在左，即低穗數之個體較多，吾人似可由此進一步推定本組合中，穗數少者對多者爲部分顯性；又由於分布之峰度估值不顯著，圖形雖偏斜但非極端，暗示本組合控制穗數性狀之數量因子羣之數目可能不多。此等結果恰與 Li and Chang [17]、Li [18] 及 Wu [20] 等氏之穗數多者對少者爲部份顯性，且穗數由 4 羣以上之因子控制之結果部份不同，考其原因應是學者們 [17,18,20] 使用之材料多係同型間之雜交，而本研究則爲異型間雜交之故。

㈡平均一穗穎花數

兩類籼粳亞種間雜交 $F_2$ 集團平均一穗穎花數之柱狀頻度分布圖形繪如圖二。比較圖二所示嘉農籼籼 11 號×臺農 67 號及臺南 5 號×臺中在來 1 號兩雜交組合 $F_2$ 平均一穗穎花數分布之圖形可發現，嘉農籼 11 號×臺農 67 號組合 $F_2$ 集團之極大多數個體的平均一穗穎花數概集中於 100—160 之間；而臺南 5 號×臺中在來 1 號組合者則集中於 80—140 之間；而兩組合之 $F_2$ 集團平均一穗穎花數之均值，則嘉農籼 11 號×臺農 67 號組合者稍高於臺南 5 號×臺中在來 1 號者，其數約達 15 朵穗花左右。而據 Wu [11] 氏檢討各重要稻作栽培區之低產時，指出屏東地區之減產原因爲穗數及穎花數欠佳，因之，若暫不考慮其他產量要素而僅以平均一穗穎花數爲選拔之主要目標性狀時，嘉農籼11號×臺農67號組合應比臺南 5 號×臺中在來 1 號者更容易滿足屏東地區育種工作者之選多穎花植株以確保二期作產量之育種目標。

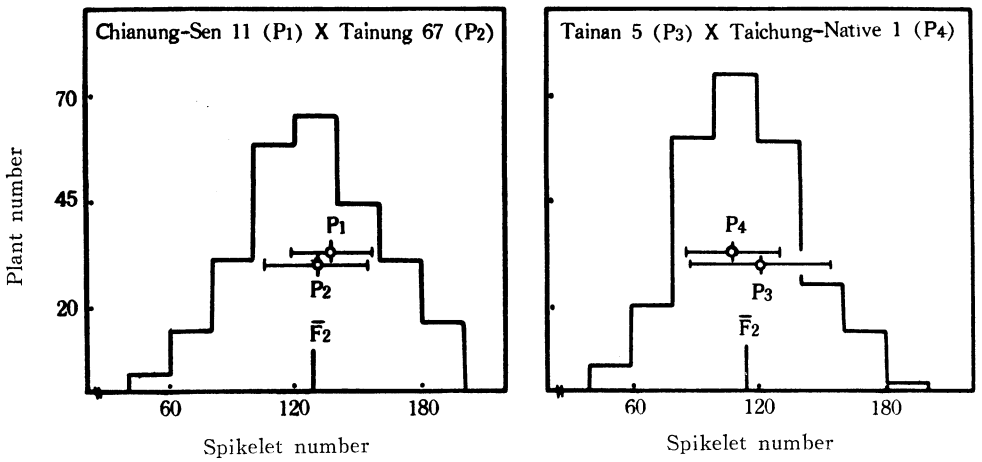



圖2. 亞種間兩個不同雜交組合 $F_2$ 集團一穗穎花數之頻度分布

**Fig. 2.** Frequency distribution of spikelet number in the $F_2$'s of different subspecies cresses.

學者們 [17,18,20] 之研究指出一穗之穎花數係由累加性因子及部分顯性因子所控制；其羣數則至少有 4 羣以上。Li and Chang [17] 氏則指出顯性方向 (Direction of dominance) 因組合之不同而不同。而本研究兩組合平均一穗穎花數之頻度分布皆係常態分布（表 1），亦即此兩組合本性狀之分布均以其 $F_2$ 集團均值爲中心而左右對稱分配。唯嘉農籼 11 號×臺農 67 號組合本性狀 $F_2$ 集團之均值恰與低穎花數親本臺農 67 號相近；而臺南 5 號×臺中在來 1 號組合之 $F_2$ 集團均值則恰爲兩親中間值。此等結果顯示嘉農籼 11 號×臺農 67 號與臺南 5 號×臺中在來 1 號兩組合平均一穗穎花數之遺傳行爲似有不同。而若根據湯述 [6] $F_2$ 之理論分布試加推論時，嘉農籼 11 號×臺農 67 號組合中，控制穎花數之遺傳因子，數少者對數多者似爲顯性；此等推論恰與 Wu [20]、Li and Chang [17] 及 Li [18] 等學者數多者對數少者爲顯性之結果不一致；至於臺南 5 號×臺中在來 1 號組合中，控制本性狀表現之遺傳因子間，可能無顯隱關係，即符合學者們 [17,18,20] 一穗穎花數由累加性因子控制之結論。

（三）結實百分率

由圖三所示兩個雜交組合結實百分率之頻度分布圖形可知，兩個組合本性狀之在 $F_2$ 集團的表現恰異其趨。嘉農籼 11 號×臺農 67 號組合 $F_2$ 集團之絕大多數個體呈高稔實性，而臺南 5 號×臺中在來 1 號組合者則大部分之個體呈低稔實性。此現象恰與湯氏 [6] 之在不同組合中，品種間不稔程度之差別殊大的論述相符。

盧及孔氏 [8] 曾以 Colusa×勝利籼及臺中 65 號×短廣花螺等兩個粳×籼組合爲材料，研究粳籼稻雜種後代稔實率及若干農藝性狀之個體選拔效果。結果獲知：當由低稔系中復選拔低稔者，次代之稔實頻度並不向更低稔實者集中，反而逐漸增高；而若高稔實率方向逐代逐次加以選拔，則可加速其

稔實率之增進。亦即不論選拔之方向如何，其稔實率均向高稔實率方向逐代增進，選拔僅影響其增進程度而已，而當至 $F_5$ 時不同方向選系間之差異已不大。據此發現盧及孔 [8] 推論亞洲種栽培稻間雜種後裔之低稔實性，並非如普通性狀全由遺傳因子控制；並認爲在此秔×籼 $F_2$ 集團行個體稔實率選拔無效，而須俟 $F_3$ 以後選拔才有效。

前段所述等兩組合 $F_2$ 稔實率平均均僅達40%左右 [8]。而本研究中，嘉農籼 11 號×臺農 67 號組合 $F_2$ 稔實率平均約達 73 %左右，而與高稔實率親本相近，且 $F_2$ 個體結實百分率之頻度分布爲峰度適中，而圖形之高峰在右，偏斜在左之左偏斜或負偏態（表 1）；臺南 5 號×臺中在來 1 號組合 $F_2$ 個體之結實百分率之頻度分布爲峰度適中，但圖形之高峰在左，偏斜左右之右偏斜或正偏態（表 1）。亦即本研究兩個雜交組合稔實率之在 $F_2$ 集團的分布情形與盧及孔氏 [8] 兩秔×籼雜交組合之結果並不盡相同。因此，就本研究所得之數據而言，臺南 5 號×臺中在來 1 號組合稔實率之個體選拔效果或如盧及孔氏 [8] 所述，而嘉農籼 11 號×臺農 67 號組合似應有所不同。

另，本研究籼×秔與秔×籼兩類亞種間雜交組合稔實情形互異之現象，似亦啓示吾人，亞洲種栽培稻間籼-秔不稔性 (*indica-japonica* sterility) 問題，是否存在有籼×秔或秔×籼之差異，則本研究限於材料並非正反交配且組合數亦有限未能探討殊爲可惜。

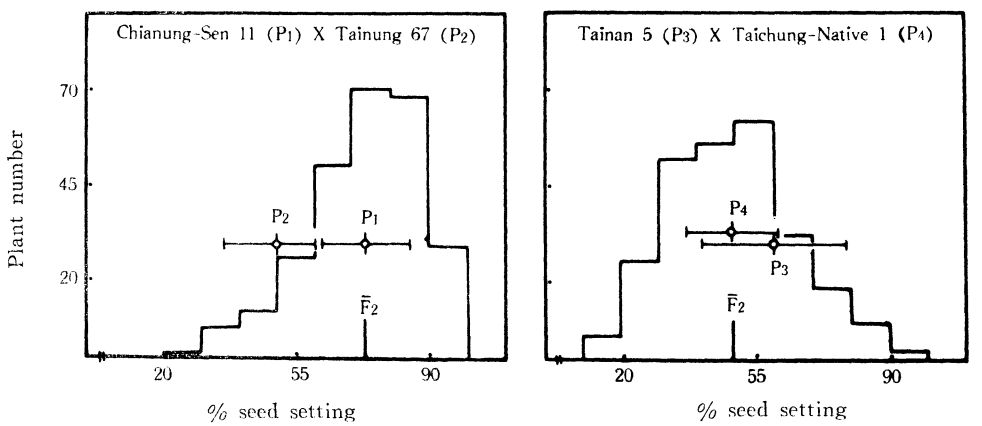



圖3. 亞種間兩個不同雜交組合 $F_2$ 集團結實百分率之頻度分布

**Fig. 3.** Frequency distribution of % seed setting in the $F_2$'s of different subspecies crosses.

（四）千粒重

米粒係由穎花之內外穎緊密地包裹著，故稔實良好同品種稻粒間之重量變異遠小於大麥及小麥者，而張氏 [14,15] 檢討各種栽培條件對水稻產量之影響時，也指出粒重對單株穀產量之直接影響甚微；前報 [10] 路徑係數分析本研究供試兩個亞種間雜交 $F_2$ 集團產量 4 要素對單株穀產量之影響，也發現兩個組合中，千粒重對單株穀產量變異性之決定程度最小。凡此均可肯定千粒重是選拔時較可忽視之產量性狀。目前有關千粒重方面之研究報告尚多，1960 年 Chandraratna and Sakai 氏 [12] 首先指出粒重由 10 羣以上因子所控制，其分布爲常態分布並有細胞質或母系效應。曾氏 [3] 則報告千粒重之遺傳變異主要由累加性遺傳變方所支配；有關遺傳因子羣僅一羣，其中顯性因子數大於隱性因子數。而 Hsieh and Kuo 氏 [16] 則報告嘉農籼 11 號×臺南 5 號 $F_2$ 集團千粒重之頻度分布呈常態分布。張氏 [4] 則報告有母系效果；且控制千粒重之顯隱因子數可能相等。

而本研究嘉農籼 11 號×臺農 67 號組合千粒重之頻度亦屬圖形左右對稱，峰度適中之常態分布（表 1），此觀察恰與 Hsieh and Kuo [16] 及 Chandraratna and Sakai 氏 [12] 之報告相同；臺南 5 號×臺中在來 1 號組合 $F_2$ 集團千粒重之頻度分布則圖形之高峰在右，偏斜在左之左偏斜或負偏態。

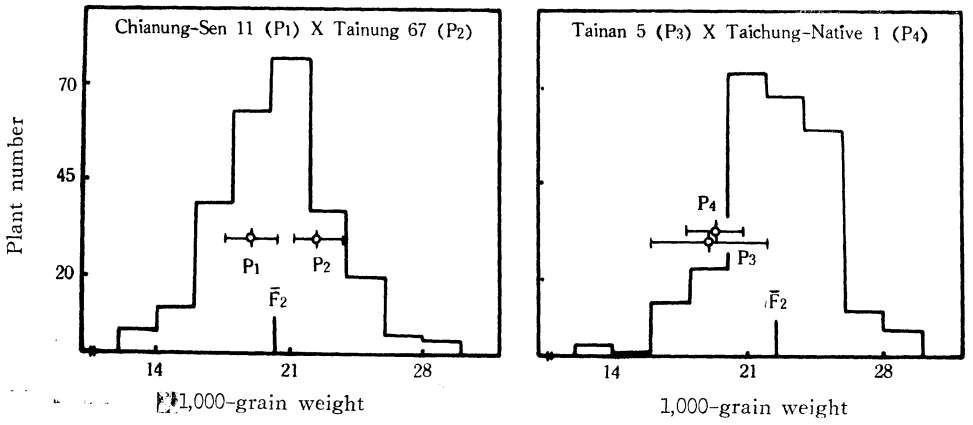



**圖4.** 亞種間兩個不同雜交組合 $F_2$ 集團千粒重之頻度分布

**Fig. 4.** Frequency distribution of 1,000-grain weight in the $F_2$'s of different subspecies crosses.

圖4亦顯示嘉農籼11號×臺農67號組合中，短圓型粳稻親本臺農67號之千粒重遠重於長粒型籼稻親本嘉農籼11號，且該組合 $F_2$ 集團千粒重之均值恰介兩親本之間而稍偏向長粒型籼稻親本方向。臺南5號×臺中在來1號組合者兩親本千粒重差異則甚小，此應係兩親本之稻粒全屬短圓型之故，至於其 $F_2$ 集團個體千粒重則極大多數個體呈右方向超越兩親本。

## 二、產量4要素之遺傳率

遺傳率之估算是在評量數量性狀之表現中，遺傳與環境之相對重要性，以爲選種之參考。Chang and Li 氏 [12] 整理由 $F_2$ 或後期世代估得各經濟性狀之遺傳率的已發表報告中指出：抽穗期之遺傳率最高，變域53—95%；其他依次爲，粒長，7—91%；株高，32—93%；穗長，28—84%；粒寬，8—69%；粒重，40—60%；一穗粒數，24—33%；穗重，18—36%；穗數，9—72%；分蘖數，10—35%；單株穀產量，8—22%。

**表2.** 兩組合產量性狀之 $F_2$ 總變方，環境變方及遺傳率

**Talbe 2.** Total $F_2$ variance, environmental variance and heritability of yield components estimated from $F_2$ population

| Characters | Chianung-Sen 11 × Tainung 67 | | | Tainan 5 × Taichung-Native 1 | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | $V_{F2}$ | $V_E$ | $h^2$ | $V_{F2}$ | $V_E$ | $h^2$ |
| Panicle number | 9.95 | 3.75 | 62.51 | 5.92 | 4.58 | 22.64 |
| Spikelet number | 1,093.00 | 512.10 | 53.15 | 853.60 | 726.30 | 14.91 |
| % seed setting | 206.10 | 146.60 | 28.87 | 259.90 | 256.70 | 1.23 |
| 1,000-grain weight | 10.76 | 1.77 | 83.55 | 10.40 | 7.34 | 26.89 |

本研究估得產量4要素之廣義遺傳率如表2，其值亦大致未超出 Chang and Li 氏 [12] 所整理得數據之範疇，唯吾人比較表2所列嘉農籼11號×臺農67號與臺南5號×臺中在來1號兩組合可發現，嘉農籼11號×臺農67號組合各性狀之遺傳率估值均遠較臺南5號×臺中在來1號者爲大。唯兩組合各該性狀遺傳率值之大小順序則爲一致，均以千粒重之遺傳率值最高；結實百分率最低。但嚴格言，除嘉農籼11號×臺農67號之穗數及與產量關係最小之千粒重外，餘兩組合之其他性狀的遺傳率值概低，暗示此兩組合這些性狀之早期世代選拔效果似屬問題，尤以臺南5號×臺中在來1號爲然。

亦即在此臺南5號×臺中在來1號組合 $F_2$ 集團行早世代之選拔，則效率可能不高，也就是說在此組合 $F_2$ 集團行系譜法（Pedigree system）選拔或有不妥，而須在較早期世代行混合法（Bulk systen）時，選拔效果可能較佳。

## 引用文獻


1. 黃眞生 1975. 二期作稻低產原因之檢討及今後研究之重點座談會紀錄（油印本）。行政院國家科學委員會。臺北。
2. 黃眞生 1979. 臺灣水稻第二期作之低產情況，臺灣二期作稻低產原因及其解決方法研討會專集。P23—27. 行政院國家科學委員會，臺北。
3. 曾美倉 1977. 水稻粒重、粒型及其他數量性狀之全互交分析。國立臺灣大學農學院研究報告 17：78—90。
4. 張德梅 1971. 水稻數量性狀遺傳之研究 I 半矮稻品種間之全互交。農業研究 20：9—26。
5. 張德梅 1980. 水稻數量性狀遺傳之研究 II 秈粳稻品種間之完全組合互交。中華農業研究 29：107—114。
6. 湯文通 1967. 作物育種之原理與實施。國立臺灣大學農學院，臺北。
7. 萬 雄 1979. 臺灣二期作稻低產原因及其解決方法總摘要，臺灣二期作稻低產原因及其解決方法研討會專集。P9—13. 行政院國家科學委員會，臺北。
8. 盧守耕、孔德諶 1963. 粳秈稻雜種後代稔實率及若干農藝性狀個體選拔放果之研究。中華農學會報新 42：1—12。
9. 葉樹藩 1974. 試驗設計學第一部分生物統計學。廣文書局，臺北。
10. 郭益全、張德梅 1981. 秈粳稻雜交之遺傳育種研究 I. 單株穀產量之路徑係數分析。中華農業研究 30：219—226。
11. 鄔宏潘 1979. 氣象因素及地區對一、二期作稻產量之影響，臺灣二期作稻低產原因及其解決方法研討會專集，P39—47. 行政院國家科學委員會，臺北。
12. Chandraratna, M. F. and K. I. Sakai. 1960. A biometrical analysis of matroclinous in heritance of grain weight in rice. Heredity 14 : 365-373.
13. Chang, T. T. and C. C. Li. 1980. Genetics and breeding. In "Rice production & utilization" AVI publishing Co. Inc. USA.
14. Chang, W. L. 1964. Influence of planting methods on the variability and correlations of agronomic characters in the $F_2$ populations of a *japonica* rice cross. J. Taiwan Agric. Res. 13 : 1-31.
15. Chang, W. L. 1965. Effects of plantingdensity on yield components of rice. Agric. Res. 14 : 19-27.
16. Hsieh, S. C. and Y. C. Kuo. 1979. Genetical sudies on protein content and other agronomic characters in the cross between *indica* and *japonica* rice. Proceedings of National Science Council 3 : 397-403.
17. Li, C. C. and T. T. Chang, 1970. Diallel analysis of agronomic traits in rice (*Oryza sativa* L.). Bot. Bull. Acad. Sin. 11 : 61-78.
18. Li, C. C. 1975. Diallel analysis of yield and its component traits in rice (*Orysa sativa* L.). J. Agric. Assoc. China (N. S.) 92 : 41-56.
19. Raminah, K. and M. B. V. N. Rao. 1953. Rice breeding and genetics. Sci. Monog. 19. Indian Counc. for Agric. Res., New Delhi.
20. Wu, H. P. 1968. studies on the quantitative inheritance of *Oryza Sativa* L. II. Diallel analysis for panicle number, tiller number, panicle length, spikelet number and the number of primary branch in $F_1$ progeny. Bot. Bull. Acad. Sin. 9 : 124-138.

# Genetical and breeding studies in the cross between *indica* and *sinica* rices

## II. Pattern of genetic variability of four yield Componennts[1]

Y. C. Kuo and S. C. Hsieh[2]


### Summary

Patterns of $F_2$ geneitc variabilities and heritabilities of four yield components were compared between the crosses of Chianung-Sen 11 (*indica*) ×Tainung 67 (*sinica*) and Tainan 5 (*sinica*) ×Taichung (N) 1 (*indica*) . The following results were obtained.

1. In the cross of Chianung-Sen 11×Tainung 67, the panicle number showed a normal distribution, and the population mean equaled to the mid-parent value indicating that this character is controlled by the genes of accumulative effect. In the cross of Tainan 5×Taichung (N) 1, the panicle number showed a skew-to-right distribution indicating that the genes concerned may have the dominant effect.
2. The number of grains per panicle in both crosses showed a normal distribution. However the higher mean value (15 grain more) was observed in the cross of Chianung-Sen 11×Tainung 67 than that in the cross Tainan 5×Taichung (N) 1.
3. The distribution patterns of percent seed setting differed from crosses. In the cross of Chianung-Sen 11×Tainung 67, the peak falls on the right side of the distribution curve indicating that the seed fertility is better in this cross combination. Opposite is true in the coss of Tainan 5×Taichung (N) 1 regarding the percent of seed setting.
4. One-thousand-kernel weight showed a normal distribution in the cross of Chianung-Sen 11×Tainung 67 and the mean value equaled to the mid-parnet value. In the cross of Tainan 5×Taichung (N) 1, it showed the distribution of skew-to-the-left exceeding to the parental distributions.
5. The heritability values of all four yield components are much larger in the cross of Chianung-Sen 11×Tainung 67 than those on the cross of Tainan 5 ×Taichung (N) 1. It is that the selection efficiency for four yield components in the early generation is not very great.


1. Contribution No. 1037 from Taiwan Agricultural Research Institute.

2. Asistant Agronomist and Senior Agronomist Respectively, Department of Agronomy, TARI, Wufeng, Taichung Hsien, Taiwan 431, ROC.