

# 两组大豆亲本配合力 在杂种后期 $F_5$ — $F_8$ 世代的表现\*

马国荣 盖钧镒 马育华

(南京农业大学大豆研究所)

## 提 要

本文研究6个长江中下游大豆亲本和4个黄淮亲本于NCII 交配设计下产量、产量因素和生育期等10个主要数量性状的配合力在 $F_5$ — $F_8$ 世代的表現。几乎全部研究性状的一般配合力和特殊配合力在 $F_5$ — $F_8$ 世代間表現基本一致。产量等绝大多数性状的一般配合力变异极显著。即使在显性作用很小的后期 $F_5$ — $F_8$ 世代,仍有显著的特殊配合力变异并相当重要。说明有较大的加性×加性上位遗传变异,可为纯系育种利用。

亲本的配合力研究,通常从 $F_1$ 的表现测定亲本材料在杂种优势利用中的意义。但 $F_1$ 代的配合力分析结果,由于受显性等成分干扰,在应用于以培育纯系为目的的育种时,并不象在利用杂种优势时那样具有直接的指导意义。近年来,在小麦、燕麦等作物上,国外有对亲本品种在杂种后期世代的配合力表现的研究报道<sup>[8,11,17,20]</sup>。在大豆上,马育华等(1983)<sup>[5]</sup>对亲本品种在 $F_1$ — $F_4$ 世代的配合力表现进行了研究。结果表明,杂种优势利用和后代选育可能有不同的最佳亲本及组合,后期世代配合力更能作为选择亲本的参考。

据对地方品种的研究<sup>[1]</sup>,长江下游地区品种和黄淮地区品种在生育期、百粒重、每荚粒数、倒伏性和生产能力上有较大差异。因而设想用黄淮地区品种改良长江中下游地区品种的早熟性及产量因素中的每荚粒数,从而提高产量。本文旨在:(1)分析黄淮地区和长江中下游地区两组亲本,在其杂种后期 $F_5$ — $F_8$ 世代的配合力表现,从纯系育种的角度评价亲本的利用价值;(2)探讨亲本品种在杂种后期世代配合力变异的遗传基础,为制定育种方案提供依据。

\* 本文为马国荣硕士论文的部分内容,得到国家自然科学基金会资助,谨致谢忱。本研究材料准备和田间工作得到李长贤、胡蕴珠、刘佑斌等老师的帮助,计算机程序调试得到牛义奇、马泽仁老师的帮助,在此一并致谢。本文于1987年2月17日收到。This paper was received in 17 Feb., 1987.

## 材 料 与 方 法

### (一) 供试材料与试验设计

本试验所用10个亲本材料中,“133—3”、“1138—2”、“493—1”、“苏协一号”、“18—6”和“猴子毛”乃目前常用的长江中下游地区亲本品种,“徐州424”、“7303—11—4—1”、“徐豆4号”和“跃进5号”是黄淮地区常用的品种或有特点的品系。1980年以6个长江中下游品种作母本,4个黄淮品种作父本,按NCII设计,在南京卫岗配制24个组合,1981年夏种植 $F_1$ , $F_2$ 代开始在海南和南京连续繁殖加代。各代收获时,从各组合每植株上随机收获等量种子,并保证每组合群体在400株以上,以望消除自然选择的影响,保持群体的原有遗传变异特性。

1984年、1985年在南京农大江浦农场同时对 $F_5$ 、 $F_6$ 、 $F_7$ 三个世代和 $F_6$ 、 $F_7$ 、 $F_8$ 三个世代进行试验。

田间试验按裂区设计,三次重复,主区为组合,副区为世代,主副区均随机排列。主区共8行,每世代2行,两边行种植相应组合的三个世代混合材料,作小区间保护行。行长3.3米,行距66.7厘米,株距6.7厘米,每行50株。收获时,每世代顺序取20株供考种用。然后,截去两端行头各15厘米,每行收获3米,脱粒晒干风净后加上考种样本的种子一起计产。

田间记载及考种性状有:开花期(播种至开花天数)、成熟期(播种至成熟天数)、据伏性(分0、1、2、3、4级)、产量(公斤/公顷)、百粒重(克)、每荚粒数、单株粒重(克)、单株粒数、主茎节数、株高(厘米)等十个性状。

### (二) 统计分析方法

所有性状都按以副区为单位的观察值进行分析。方差分析均按固定模型进行(马育华,1982b<sup>[3]</sup>;Beil和Atkins,1967<sup>[7]</sup>)。配合力效应估计,按常规方法<sup>[2]</sup>,以两年每年三个世代平均数进行。为评价亲本的利用价值,按莫惠栋(1982)<sup>[4]</sup>介绍的方法,计算各亲本的特殊配合力方差。

根据Stuber(1970)<sup>[19]</sup>,一般配合力方差

$$\sigma_m^2 = \sigma_t^2 = \frac{(1+F_m)}{4} \sigma_A^2 + \frac{(1+F_m)^2}{16} \sigma_{AA},$$

特殊配合力方差

$$\sigma_{mf}^2 = \frac{(1+F_m)^2(1-F_s)^2}{4} \sigma_D^2 + \frac{(1+F_m)^2}{8} \sigma_{AA}.$$

其中 $F_m$ 为杂交亲本的近交系数, $F_s$ 为所研究后代的近交系数。在 $F_5$ — $F_8$ 杂种后期世代, $F_s$ 接近于1,因此显性方差 $\sigma_D^2$ 已很小,忽略不计,则有,

$$\sigma_m^2 = \sigma_t^2 = \frac{1}{2} \sigma_A^2 + \frac{1}{4} \sigma_{AA}, \quad \sigma_{mf}^2 = \frac{1}{2} \sigma_{AA}.$$

倒此,有关的遗传方差可估计如下:

加性×加性上位遗传方差  $\hat{\sigma}_{AA}^2 = 2\hat{\sigma}_{mr}^2$ ;

加性遗传方差  $\hat{\sigma}_{A(m)}^2 = 2\hat{\sigma}_m^2 - \hat{\sigma}_{mr}^2$  或  $\hat{\sigma}_{A(r)}^2 = 2\hat{\sigma}_r^2 - \hat{\sigma}_{mr}^2$ 。  $\hat{\sigma}_{A(m)}^2$  和  $\hat{\sigma}_{A(r)}^2$  的显著性测验用近似F 测验，而  $\hat{\sigma}_{AA}^2$  的显著性与  $\hat{\sigma}_{mr}^2$  一致。

结 果 与 分 析

(一) 杂种后期世代的亲本配合力方差分析

1. 杂种后期世代的亲本配合力与世代交互作用

配合力×世代互作不显著，表示配合力在世代间反应一致。两年间配合力×世代互作表现不一致，说明这些互作本身并不稳定。表 1 结果表明，研究的产量、产量因素性

表 1 杂种后期世代 (F<sub>5</sub>—F<sub>8</sub>) 亲本配合力与世代的交互作用的均方及其显著性

Table 1 The mean squares significance of gca × generation and sca × generation interaction performed in F<sub>5</sub>—F<sub>8</sub>

性 状 Character	黄淮亲本一般配合力×世代 gca×generation of YH		长江中下游亲本一般配合力×世代 gca×generation of MLY		特殊配合力×世代 sca × generation	
	1984	1985	1984	1985	1984	1985
产 量 Yield	163.08 <sup>NS</sup>	250.50 <sup>NS</sup>	1612.70 <sup>**</sup>	1288.40 <sup>NS</sup>	532.98 <sup>NS</sup>	816.50 <sup>NS</sup>
单株粒重 Single plant yield	1.04 <sup>NS</sup>	2.09 <sup>NS</sup>	3.03 <sup>*</sup>	4.67 <sup>NS</sup>	1.17 <sup>NS</sup>	4.02 <sup>NS</sup>
百粒重 100—seed weight	0.24 <sup>NS</sup>	1.80 <sup>*</sup>	1.01 <sup>NS</sup>	0.82 <sup>NS</sup>	1.00 <sup>NS</sup>	0.65 <sup>NS</sup>
每荚粒数 No. seeds perpods	0.0085 <sup>NS</sup>	0.0262 <sup>NS</sup>	0.0243 <sup>NS</sup>	0.0553 <sup>NS</sup>	0.0123 <sup>NS</sup>	0.0190 <sup>NS</sup>
单株粒数 No. seeds per plant	41.80 <sup>NS</sup>	127.02 <sup>NS</sup>	127.72 <sup>*</sup>	256.69 <sup>*</sup>	58.97 <sup>NS</sup>	159.87 <sup>NS</sup>
开 花 期 Days to flowering	0.27 <sup>NS</sup>	0.25 <sup>NS</sup>	0.91 <sup>NS</sup>	0.72 <sup>NS</sup>	0.67 <sup>NS</sup>	0.68 <sup>NS</sup>
成 熟 期 Days to maturity	4.79 <sup>NS</sup>	1.83 <sup>NS</sup>	5.23 <sup>*</sup>	3.53 <sup>NS</sup>	3.24 <sup>NS</sup>	2.76 <sup>NS</sup>
主茎节数 No. nodes on main stem	2.24 <sup>**</sup>	1.30 <sup>NS</sup>	1.32 <sup>NS</sup>	0.61 <sup>NS</sup>	0.87 <sup>NS</sup>	1.03 <sup>NS</sup>
株 高 Plant height	22.15 <sup>NS</sup>	23.60 <sup>NS</sup>	42.07 <sup>NS</sup>	65.77 <sup>*</sup>	14.46 <sup>NS</sup>	29.06 <sup>NS</sup>
倒 伏 性 Lodging score	0.02 <sup>NS</sup>	0.08 <sup>NS</sup>	0.04 <sup>NS</sup>	0.07 <sup>NS</sup>	0.04 <sup>NS</sup>	0.14 <sup>NS</sup>

NS, \*和\*\*分别表示不显著、在0.05 和 0.01 水平上显著。

NS, \*, and \*\* represent not significant, significant at 0.05 and at 0.01 level respectively. YH and MLY mean the parents from the great plain of Yellow river and Huai river valleys and the parents from the middle and lower Yangtze river valley respectively.

状和生育期等性状中，全部性状的特殊配合力与世代没有显著互作，两年世代间一致表

现稳定。黄淮亲本全部性状的一般配合力和长江中下游亲本除单株粒数外的其他性状的一般配合力，在后期F<sub>5</sub>—F<sub>8</sub>世代间表现也已基本一致。

2. 杂种后期F<sub>5</sub>—F<sub>8</sub>世代表现的亲本配合力变异

由于几乎全部性状的配合力在世代间反应基本一致。以两年资料每年三个世代平均数进行配合力综合方差分析。表2列出了一般配合力和特殊配合力均方的显著性及其相

表2 各种配合力方差及配合力×年份互作方差的显著性及相对值  
(以每年三个世代平均值为基础的分析)

Table 2 The estimated relative value and significance of the variances of combining ability and the variances of combining ability × year interaction (An analysis based on the averages over three generations each year)

性 状 Character	$\frac{\hat{K}_{g(m)}^2}{\hat{K}_G^2} \%$	$\frac{\hat{K}_{g(f)}^2}{\hat{K}_G^2} \%$	$\frac{\hat{K}_{s(mf)}^2}{\hat{K}_G^2} \%$	$\frac{\hat{K}_{y(m)}^2}{\hat{K}_{YC}^2} \%$	$\frac{\hat{K}_{y(f)}^2}{\hat{K}_{YC}^2} \%$	$\frac{\hat{K}_{y(mf)}^2}{\hat{K}_{YC}^2} \%$
产 量 Yield	18.82**	39.85**	41.33**	—	29.01*	70.99*
单株粒重 Single plant yield	9.09	55.02**	35.89*	7.72	32.79**	54.49*
百粒重 100—seed weight	4.28**	73.91**	21.82**	4.81	80.19**	15.00
每荚粒数 No. seeds per pod	4.18*	74.15**	21.67**	23.36**	37.64**	39.00
单株粒数 No. seeds per plant	3.66	62.91**	33.43	7.58	39.21*	53.21
开 花 期 Days to flowering	6.19**	47.39**	46.42**	7.29	13.19*	79.52**
成 熟 期 Days to maturity	3.71**	68.66**	27.62**	—	60.51**	39.49
主茎节数 No. nodes on main stem	41.33**	22.58**	36.09**	100.00	—	—
株 高 Plant height	24.17**	18.92**	56.91**	37.14**	15.22	47.64
倒 伏 性 Lodging score	14.04**	67.62**	18.34**	36.43*	63.57*	—

注：1.  $\hat{K}_{g(m)}^2$ 、 $\hat{K}_{g(f)}^2$  和  $\hat{K}_{s(mf)}^2$  分别表示黄淮亲本一般配合力、长江中下游亲本一般配合力和特殊配合力方差的估计值； $\hat{K}_G^2$  为总的遗传方差估计值。2.  $\hat{K}_{y(m)}^2$ 、 $\hat{K}_{y(f)}^2$  和  $\hat{K}_{y(mf)}^2$  分别表示黄淮亲本一般配合力、长江中下游亲本一般配合力和特殊配合力与年份的互作方差估计值。 $\hat{K}_{YC}^2$  为配合力×年份的总互作方差估计值。3. “—”代表估计值小于零。4. \* 和 \*\* 分别表示相应方差达 0.05 和 0.01 显著水平。

Note: 1.  $\hat{K}_{g(m)}^2$ ,  $\hat{K}_{g(f)}^2$ , and  $\hat{K}_{s(mf)}^2$  represent the estimated variance of gca of YH, gca of MLY, and sca, respectively, and  $\hat{K}_G^2$  the estimated total genetic variance. 2.  $\hat{K}_{y(m)}^2$ ,  $\hat{K}_{y(f)}^2$ , and  $\hat{K}_{y(mf)}^2$  represent the estimated interaction variance of gca × year of YH, gca × year of MLY, and sca × year, respectively, and  $\hat{K}_{YC}^2$  the estimated total interaction variance of combining ability × year. 3. “—” stand for negative estimates. 4. \* and \*\* only show significant of corresponded variances at 0.05 and 0.01 level respectively.

对大小。 $\hat{K}_{g(m)}^2/\hat{K}_G^2$ 、 $\hat{K}_{g(f)}^2/\hat{K}_G^2$  和  $\hat{K}_{s(mf)}^2/\hat{K}_G^2$  分别说明了黄淮和长江中下游两组亲本的一

般配合力变异和特殊配合力变异的相对大小。结果表明, 在产量和产量因素性状中, 黄淮亲本的单株粒重和单株粒数一般配合力没有显著差异, 产量、百粒重和每荚粒数有显著或极显著差异, 但变异都相对较小。长江中下游亲本的产量和产量因素性状一般配合力均有极显著差异, 相对变异较大。而这些性状的特殊配合力, 除单株粒数外, 即使在  $F_5-F_8$  后期世代, 仍都表现有显著或极显著变异, 并也相当重要, 尤其是产量的特殊配合力变异大于两组亲本的一般配合力变异。因此, 在杂交育种选配亲本时, 首先要考虑长江中下游亲本的一般配合力, 同时必须注意长江中下游与黄淮两组亲本间的特殊配合力。通过适当选配组合, 充分利用其特殊配合力, 是提高产量的一个重要方面。

生育期性状和其他性状方面, 两组亲本的一般配合力和特殊配合力变异均为极显著。

### 3. 杂种后期世代的亲本配合力与年份交互作用

表 2 列出了配合力与年份交互作用的显著性。配合力与年份互作显著, 说明配合力在年份间表现不一致。在产量和产量因素性状方面, 黄淮亲本的产量、百粒重、单株粒重、单株粒数一般配合力与年份互作不显著, 但每荚粒数与年份互作极显著。长江中下游亲本的一般配合力与年份互作均为显著, 说明这些配合力在年份间反应不一致, 单年结果的可靠性差。产量、每荚粒数、单株粒重的特殊配合力与年份互作显著, 而百粒重和单株粒数不显著。

在两个生育期性状上, 黄淮亲本的一般配合力与年份互作不显著, 而长江中下游亲本的一般配合力与年份互作显著, 开花期的特殊配合力与年份互作显著, 而成熟期不显著。

#### (二) 杂种后期 $F_5-F_8$ 世代表现的亲本配合力效应估计值

表 3 列出了各亲本部分性状的一般配合力效应估计值和各亲本特殊配合力方差估计值。在育种利用上, 最有价值的情形是亲本的一般配合力效应和特殊配合力方差均较大。在这种情况下可预见该亲本后代一般表现较好, 并可能有较大的特殊配合力变异供利用。一般说来, 平均表现较好的群体, 从中将更有可能分离出优良的纯系。从这点出发, 以混合群体为材料估计的配合力效应结果, 将对纯系育种有指导意义。

在长江中下游亲本中, 18—6 的产量一般配合力效应为极显著正值, 而 493—1 和 133—3 为极显著负值。黄淮亲本中, 跃进 5 号的产量一般配合力效应为极显著正值。1138—2、493—1、苏协一号和 18—6 等长江中下游亲本的百粒重一般配合力效应为显著或极显著正值, 其中以 1138—2 和 18—6 的效应值最大。而 133—3 和猴子毛为极显著负值。黄淮亲本中, 跃进 5 号的百粒重一般配合力效应为极显著正值, 并且其特殊配合力方差也较大。而徐州 424 为显著负值。

1138—2 和猴子毛的每荚粒数一般配合力为极显著正值, 而 493—1 和 18—6 为极显著负值, 黄淮亲本中, 7303—11—4—1 的每荚粒数一般配合力效应为显著正值。倒伏性方面, 长江中下游亲本中, 苏协一号和 1138—2 的一般配合力效应为极显著负值, 说明其后代一般抗倒能力较强; 而猴子毛和 133—3 为极显著正值。黄淮亲本中, 跃进 5 号的一般配合力效应为极显著负值。

各性状综合来看, 长江中下游亲本中, 18—6 具有较高的产量和百粒重等一般配合力

表3 各亲本一般配合力效应估计值( $\hat{gca}$ )及其特殊配合力方差估计值( $\hat{K}_{sca}^2$ )  
(两年每年三个世代的平均结果)

Table 3 The estimates of  $\hat{gca}$  effects ( $\hat{gca}$ ) and  $\hat{sca}$  variances ( $\hat{K}_{sca}^2$ ) of each parent based on means of three generations for each of two years

地区 Region	亲本 Parent	产量 (公斤/公顷) Yield(kg/ha)		百粒重 (克) 100—seed weight (g)		每荚粒数 No. seeds per pod		倒伏性 Lodging score	
		$\hat{gca}$	$\hat{K}_{sca}^2$	$\hat{gca}$	$\hat{K}_{sca}^2$	$\hat{gca}$	$\hat{K}_{sca}^2$	$\hat{gca}$	$\hat{K}_{sca}^2$
长江中下游 MLY	133—3	-155.93**	6230.25	-2.13**	0.19	-0.009	0.38	0.54**	0.09
	1138—2	67.95	20848.81	1.22**	0.31	0.076**	0.10	-0.37**	0.08
	493—1	-133.73**	35879.63	0.31*	0.47	-0.130**	0.20	-0.22*	0.09
	苏协一号 Suxie 1	0.08	10585.13	0.66**	0.82	0.014	0.38	-0.53**	0.02
	18—6	131.78**	12005.44	1.17**	0.19	-0.050**	0.14	-0.10	0.08
	猴子毛 Houzimaο	89.85*	14218.88	-1.23**	1.11	0.099**	0.42	0.69**	0.22
黄淮 YH	徐州 424 Xuzhou 424	-70.88*	17721.00	-0.34**	0.60	-0.001	0.26	0.04	0.06
	7303—11—4—1	-12.83	18011.81	0.04	0.20	0.032	0.33	0.24*	0.03
	徐豆 4 号 Xudou 4	-37.88	11569.50	-0.16	0.10	-0.026*	0.13	0.04	0.19
	跃进 5 号 Yuejin 5	121.58**	12438.00	0.46**	0.66	-0.008	0.25	-0.33**	0.06

#, \* 与 \* 分别表示达 0.10、0.05和0.01 显著水平。

#, \*, and \*\* significant at 0.10, 0.05, and 0.01 level of probability, respectively.

效应,是一个相对较好可进一步利用的亲本材料。黄淮亲本中,跃进 5 号的产量及产量因素一般配合力较高;7303—11—4—1的每荚粒数一般配合力较好,用以改良长江中下游品种的每荚粒数,其效果可能一般比其他几个黄淮亲本为好。

(三) 配合力变异的遗传基础与遗传方差

在杂种后期F<sub>5</sub>—F<sub>8</sub>世代,显性成分已很小,它们所表现的一般配合力变异由基因加性作用和加性×加性上位作用引起,而特殊配合力变异主要由加性×加性类型的上位作用引起。此时,特殊配合力变异显著,说明确有加性×加性上位变异存在,可为纯系育种利用。

本试验所用亲本系一代表性样本,属固定模型,为对配合力变异的遗传基础作一大致的估计,假定供试亲本是从相应的群体中随机抽取的,根据配合力方差估计值,估算的遗传方差列于表 4。结果表明,在产量、产量因素性状和生育期性状方面,黄淮亲本的加性遗传方差的估计值均小于零,说明在这些性状上,黄淮亲本间的遗传基础相差不

大。而长江中下游亲本的加性遗传方差相对较大,说明长江中下游亲本间的遗传基础相差较大。加性×加性的上位遗传方差,在产量、产量因素和生育期性状方面都相当重要,说明在这些性状方面,两组亲本相互杂交后代中,通过基因重组,有较大的加性×加性上位遗传变异。

表 4 假定供试亲本为随机样本时估算的配合力方差和遗传方差  
(两年每年三个世代平均结果)

Table 4 the estimated gca and sca variances and genetic variances under the assumption of the parents being a random sample for an ideal population (An average estimate of two years each three generations)

性 状 Character	$\hat{\sigma}_m^2$	$\hat{\sigma}_f^2$	$\hat{\sigma}_{mf}^2$	$\hat{\sigma}_{A(m)}^2$	$\hat{\sigma}_{A(f)}^2$	$\hat{\sigma}_{AA}^2$
产量 (公斤/公顷) Yield(kg/ha)	3822.975	9456.806	13237.931**	—	5675.682	26475.863**
单株粒重 (克) Single plant yield (g)	0.033	0.487*	0.379*	—	0.594	0.758
百粒重 (克) 100—seed weight (g)	0.016	1.728**	0.551**	—	2.904*	1.102**
每 荚 粒 数 No. seeds per pod	0.00005	0.00625**	0.00197**	—	0.01070*	0.00394**
单 株 粒 数 No. seeds per plant	—	19.074*	11.689	—	26.458	23.378
开花期 (天) Days to flowering	—	0.740*	0.960**	—	0.521	1.920**
成熟期 (天) Days to maturity	—	19.628**	8.780**	—	30.475*	17.560**
主 茎 节 数 No.nodes on main stem	0.627**	0.240	0.641**	0.614	—	1.282**
株 高 (厘米) Plant height (cm)	6.765	2.161	26.220**	—	—	52.440**
倒 伏 性 Lodging score	0.038	0.220**	0.064**	0.015	0.375*	0.128**

注：1. \* 与 \*\* 分别表示达 0.05 和 0.01 显著水平；“—”表示估计值小于零。  
2.  $\hat{\sigma}_m^2$ 、 $\hat{\sigma}_f^2$  和  $\hat{\sigma}_{mf}^2$  分别表示黄淮亲本一般配合力方差、长江中下游亲本一般配合力方差和特殊配合力方差估计值。  
Note: 1. \* and \*\* represent significant at 0.05 and 0.01 level of probability, respectively; and “—” negative estimates.  
2.  $\hat{\sigma}_m^2$ ,  $\hat{\sigma}_f^2$  and  $\hat{\sigma}_{mf}^2$  stand for the estimates of variances of gca of YH, of gca of MLY, and of sca, respectively.

讨 论

(一) 关于配合力×世代交互作用

本试验绝大多数性状的一般配合力和全部性状的特殊配合力,在 F<sub>5</sub>—F<sub>8</sub> 世代间反

应基本一致。而马育华等(1983)<sup>[5]</sup>对  $F_1$ — $F_4$  的研究表明,在不同的世代,配合力反应不一致。其原因之一可能是在较早世代显性等不能固定的成分占较大的比重,配合力受其影响,而在世代间表现不一致。在后期世代,配合力变异主要由加性和加性 $\times$ 加性上位作用引起,而这些成分在各世代保持稳定,因而配合力 $\times$ 世代互作不显著。

由于早期世代表现的配合力和后期世代不一致,所以纯系育种和杂种优势利用具有不同的最佳亲本或组合<sup>[5]</sup>。从纯系育种的角度出发,对亲本材料在后期世代的配合力表现进行分析,更具有实际意义。

## (二) 关于配合力在杂种后期世代的表现

本试验绝大多数性状的一般配合力,在  $F_5$ — $F_8$  表现有极显著的差异。这一结果与马育华等<sup>[5]</sup>、盖钧镒等<sup>[6]</sup>的结果基本一致。小麦、燕麦上的研究结果与之类似<sup>[8,11,17,20]</sup>。

本试验中,产量和百粒重、每荚粒数、单株粒重等产量因素性状,以及生育期性状,在  $F_5$ — $F_8$  后期世代都表现有显著的特殊配合力变异,相对作用较大。其中多数性状的结果与马育华等<sup>[5]</sup>的研究结果一致,但与盖钧镒等<sup>[6]</sup>的结果不同。在小麦或燕麦上,对产量或产量及有关性状的大多数研究结果表明,在杂种较后代也表现有显著的特殊配合力变异<sup>[8,11,17,20]</sup>。

Jordaen 和 Laubscher<sup>[17]</sup>及 Bhullar 等<sup>[8]</sup>认为,即使是在后期世代仍有显著的特殊配合力变异,可能是加性 $\times$ 加性类型的上位作用与(或)进化偏差(指世代推进过程中,自然选择作用引起的偏差)的结果。本试验从各组合每植株上随机收获等量种子繁殖后代,并保持较大群体,应该说已排除了自然选择的干扰,保持了群体的原有遗传变异特性。在这种情况下,特殊配合力变异相对较大的原因可能是所研究的两组不同生态地区的亲本,组内差异小而组间差异大,使得亲本间的一般配合力变异相对较小,而通过控制同一性状的不同基因的重组,产生较大的加性 $\times$ 加性变异,引起特殊配合力变异较大。这也可能是本文所估计得到的加性 $\times$ 加性上位遗传方差较大的原因之一。用来自不同生态地区遗传基础相差较大的亲本杂交,通过基因重组,可能产生较大的能为纯系育种利用的加性 $\times$ 加性上位遗传变异。

## (三) 上位性遗传方差与后代选择

在大豆上,对遗传方差的研究结果不一致。多数研究者<sup>[16,13,9,12]</sup>报道,产量、百粒重、开花期、成熟期和倒伏性等性状主要是加性遗传变异。但 Hanson 和 Weber<sup>[14]</sup>,以及 Hanson 等<sup>[15]</sup>的结果表明,产量和成熟期方面具有相当大的加性 $\times$ 加性上位遗传变异,油分<sup>[15]</sup>的上位性变异显著。Stuthman 和 Stucker<sup>[20]</sup>,对燕麦产量的研究结果表明,加性 $\times$ 加性上位是重要的。最近,Cockerham (1984)<sup>[10]</sup>指出,在自花授粉作物上,加性 $\times$ 加性上位遗传方差大于显性遗传方差。

Matzinger (1963)<sup>[18]</sup>指出,当加性 $\times$ 加性上位方差占总的遗传方差较大部分时,所用的育种程序,与遗传方差主要是加性时相比,可能不会有太大变化,纯合的遗传型仍然是需要的。但有一点更加重要,即在早代不能施以严格的选择,以便分离出最佳的上位组合遗传型。假如加性 $\times$ 加性上位作用重要,育种家不能只根据亲本表现来期望鉴别所有的优良组合,而必然通过对后期世代测验来选择优良的上位组合<sup>[20]</sup>。美国大豆育



种家目前普遍采用的“一粒传”法，在较高世代才选择单株，在加性 $\times$ 加性上位作用较大时，仍是较合适的后代处理方法。

## 参 考 文 献

- [1] 马育华、盖钧镒：1979，江淮下游地区大豆地方品种的初步研究，Ⅰ．数量性状的遗传变异。遗传学报，6(3)：331—338。
- [2] 马育华：1982a，植物育种的数量遗传学基础，376—426，江苏科技出版社。
- [3] 马育华：1982b，试验设计，农业出版社。
- [4] 莫惠栋：1982， $p \times q$  交配模式的配合力分析。江苏农学院学报，3(3)：51—57。
- [5] 马育华、盖钧镒、胡蕴珠：1983，大豆杂种世代的遗传变异研究，Ⅰ．配合力及有关遗传参数。作物学报，9(4)：249—258。
- [6] 盖钧镒、胡蕴珠、马育华：1984，中美大豆品种间  $F_1$  和  $F_3$  杂种优势和配合力分析。大豆科学 3(3)：183—191。
- [7] Beil, G. M. and R. E. Atkins, 1967. Estimates of general and specific combining ability in  $F_1$  hybrids for grain yield and its components in grain sorghum. Crop Sci., 17: 225—228.
- [8] Bhullar, G. S. et al; 1979. Combining ability analysis over  $F_1-F_5$  generations in diallel crosses of bread wheat. Theor. Appl Genet. 55: 77—80.
- [9] Brim, C. A. and C. C. Cockerham; 1961. Inheritance of quantitative characters in soybeans. Crop Sci., 1: 187—190.
- [10] Cockerham, C. C.; 1984. Additive  $\times$  additive variance with inbreeding and linkage. Genetics, 108(2): 487—500.
- [11] Cox, D. J. and K. J. Frey; 1984. Combining ability and the selection of parents for interspecific oat matings. CropSci, 24: 963—967.
- [12] Creissant, G. L. and J. H. Torrie; 1971. Evidence of nonadditive effects and linkage in two hybrid populations of soybeans. Crop Sci., 11: 675—677.
- [13] Gates, C. E. et al; 1960. A linkage study of quantitative characters in a soybean cross. Agron J. 52: 45—49.
- [14] Hanson, W. D. and C. R. Weber; 1961. Resolution of genetic variability in self-pollinated species with an application to soybean. Genetics 46: 1425—1434.
- [15] Hanson, W. D. et al; 1967. Evaluation of a population of soybean genotypes with implications for improving self-pollinated crops. Crop Sci., 7: 99—103.
- [16] Horner, T. W. and C. R. Weber; 1956. Theoretical and experimental study of self-fertilized populations. Biometrics. 12: 404—414.
- [17] Jordaar, J. P. and F. X. Laubscher; 1968. The repeatability of breeding values for eleven wheat varieties estimated over generations. pp. 416—420. In Finlay, K. W. and K. W. Shepherd(eds.); Third Inter. wheat Genet. Symp., New York Plenum Press.
- [18] Matzinger, D. F.; 1963. Experimental estimates of genetic parameters and their applications in self-fertilizing plants. pp. 253—279. In Hanson, W. D. and H. F. Robinson (eds.); statistical Genetics and Plant Breeding. NAS—NRC, Publ. 982, Washington, D. C.
- [19] Stuthman, C. W.; 1970. Estimation of genetic variances using inbred relatives. Crop Sci., 10: 129—135.
- [20] Stuthman D. D. and R. E. Stucker; 1975. Combining ability analysis of near-homozygous line derived from a 12-parent diallel cross in oats, Crop Sci., 15: 800—803.

THE PERFORMANCE OF COMBINING ABILITY OF  
TWO SETS OF PARENTS IN THE ADVANCED  
HYBRID GENERATIONS ( $F_5$ — $F_8$ ) OF SOYBEANS

Ma Guorong    Gai Junyi    Ma Yuhua

(*Soybean Research Institute, Nanjing Agricultural University*)

Abstract

The advanced hybrid generations ( $F_5$ — $F_8$ ) of soybeans derived from a NC II mating design involving six cultivars from the middle and lower Yangtze river valley and three cultivars plus one strain from the great plain of Yellow and Huai river valleys as parents were studied in Nanjing, 1984—1985. The data from ten traits, including yield, yield components, growth period traits, lodging score, etc., were analyzed in a fixed model. The results showed that the interactions of general combining ability (gca)  $\times$  generation and specific combining ability (sca)  $\times$  generation were not significant for almost all the traits studied, indicating the relative consistency of gca and sca among the  $F_5$ — $F_8$  generations. The variations of gca for almost all the traits studied, such as yield, were highly significant, and those of sca for all the traits except number of seeds per plant were also significant and quite large in even the advanced  $F_5$ — $F_8$  generations, indicating that there appeared relatively considerable amount of additive  $\times$  additive epistatic variances which could be used in pure line breeding.