非等试验设计水稻产量构成性状基因型 × 环境互作的遗传分析*

左清凡1,3 朱 军2 刘宜柏3 潘晓云3 张建中1

(1 湛江海洋大学农学院 , 广东湛江 524088 ; 2 浙江大学农业与生物技术学院 , 浙江杭州 310029 ; 3 江西农业大学农学院 , 江西南昌 330045)

提 要 研究表明各产量构成性状不仅普遍存在加性效应和显性效应,而且还普遍存在基因型×环境互作。但是不同性状其加性效应和显性效应所起的作用不同。其中多数性状,如穗实粒数、穗总粒数、千粒重、粒长、粒宽、籽粒长宽比、穗长及株高等性状的加性效应大于显性效应,只有单株有效穗数和单株产量两性状的显性效应大于加性效应。所有产量构成性状都存在显性×环境的互作效应;除粒长和长宽比两性状外,其余性状还存在加性×环境互作。不同性状其遗传率大小不同,所受环境的影响也不同,互作狭义遗传率大的所受环境的影响就大。一般而言,除有效穗数和单株产量外,其余性状的遗传率都以普通狭义遗传率为主,互作狭义遗传率较小,其中粒长和长宽比两性状的互作狭义遗传率接近于零。除千粒重与有效穗数及穗总粒数之间没有检测到显著的相关性外,其余产量构成性状之间都存在遗传相关,多数性状之间以显性相关为主,但加性相关也达到显著或极显著水平;环境条件对各产量性状遗传相关的影响主要表现为加性×环境互作相关。

关键词 产量构成性状;遗传分析;非等试验设计;基因型×环境互作;水稻

Genetic Analysis of Genotype × Environment Interaction for Yield Components of Rice (Oryza sativa L.) in Unequal Experiment Design

ZUO Qing-Fan¹, ³ ZHU Jun² LIU Yi-Bo³ PAN Xiao-Yun³ ZHANG Jiang-Zhong¹

(¹ College of Agronomy , Zhanjiang Ocean University , Guangdong 524088; ² College of Agriculture & Biotechnology , Zhejiang University , Hangzhou 310029; ³ College of Agronomy , Jiangxi Agricultural University , Nanchang 330045 , China)

Abstract The results of genetic analysis for yield components of rice showed as follows. (1) All of yield components were affected by not only additive gene action and dominant gene action but also genotype × environment interactions. But their importances differed for different yield components. In summary, for most of yield components, such as plumped number of grain per panicle, total number of grains per panicle, 1000-grain weight, grain length, grain width, length/width ratio of grains, panicle length and plant height, their additive effects were predominant; but dominant gene actions prevailed for effective number of panicles per plant and yield per plant. All of yield components existed interaction effect of dominance × environment, and also existed interaction effect of additive × environment except for two components of grain length and length/width ratios of grains. (2) The estimates of heritability components

收稿日期:1999-04-30,接受日期:2000-05-03 Received on:1999-04-30, Accepted on:2000-05-03

^{*} 本研究获江西省自然科学基金(973068),国家自然科学基金(39860036)资助。

were obtained for all of yield traits. The heritability components varied with traits. In addition , the heritability was in some extent affected by environment for all of yield components , and larger affected for the traits that there are larger interaction heritability estimates. In general , the general narrow sense heritabilities were high for all of yield component except for effective number of panicle per plant and yield per plant , while the interactive narrow sense heritabilities were slightly more than zero for grain length and length/width ratios of grains. (3) Significant genetic correlations were observed among all of yield component studied except for 1000-grain weight to effective number of panicles per plant and total number of grains per panicle. The magnitude and direction of corrilation differed for different trait combinations. Dominant genetic effects contributed mainly to the genetic correlations for most of trait combinations , but their additive genetic correlations were also significant. The effects of environments on genetic correlation exhibited mainly as additive × environment interaction-correlations.

Key words Yield components; Genetic analysis; Unequal experiment design; Genotype × environment interaction; Rice Oryza sativa L.)

水稻产量构成性状主要是指单株穗数、穗粒数、千粒重和单株产量等,这些性状在遗传 上表现为数量的变异,属于数量性状。性状的表现除受其基因型的控制外,同时还受到环境 条件的影响,是基因与环境共同作用的产物。因此基因型×环境互作的研究也一直受到重 视「,2]。但是,长期以来由于受到分析方法的限制,仅是估算出总遗传效应与环境互作的参 数值。Parida 和 Mitra 1990)对来自 4 个地区的 6 个品种进行了分析,以确定品种、地点及其互 作对品质性状变异性的效应 , 结果表明 , 百粒重和色氨酸的变异主要源于品种因素 , 蛋白质 含量的变异则主要是由品种×地点互作引起。Gravois 等(1991)发现,基因型×年份方差是产 量最重要的变异来源,基因型×年份×地点方差则是稻谷产量的最重要的变异来源,基因型 × 地点方差对两个性状的影响都比较小。显然上述研究只是描述了基因型 × 环境互作总效应 的存在与否及其强弱。 然而 , 为了更加深入揭示基因型 x 环境互作的生物学本质 , 阐明多环 境下数量性状的遗传表现规律,也为了更加深入揭示基因型 x 环境互作在育种上更好地利 用,需要把基因型×环境互作进一步细分成各项遗传效应分量×环境的互作,估算出各项遗 传效应 x 环境互作分量的参数值。朱军(1994,1997)近年来提出了包括基因型 x 环境互作的 二倍体生物数量性状遗传模型,从而对在多个环境条件下实施的遗传试验,分析基因型×环 境互作效应提供了有效的方法。但无论是植株农艺或产量数量性状,在分析基因型×环境互 作效应时,已有的报道都要求在不同环境下具有相同的世代数(相等试验设计)。而由于在某 些试验中难以保证不同环境下的相等试验设计,即获得相同的世代数。相反,在不同环境下 常会获得世代数不同的资料(称为非等试验设计),本研究采用已报道的非等试验设计数量遗 传分析方法,对非等试验设计的水稻产量构成性状进行遗传分析。

1 材料与方法

1.1 亲本材料和交配设计

以 3 个早籼品种与 4 个光(温) 敏核不育水稻品种为材料,在 2 个不同年份及地点进行试验,以 1997 年春季在海南进行的试验为环境 (E=1), 1996 年在江西农业大学实验农场进行的试验为环境 (E=1), 就验方案见表 2。

试验的亲本品种与交配设计方案 表 1 Table 1 Varieties as parents and experiment design

Table 1	varience as pa	ii ciito ai	на схрсі	ment design			
品种名称	安湘 S	0821S F131S	香 125S				
Name of variety	AnXiang S	06215	F1313	Xiang125 S			
浙辐 511	i			_			
ZheFu 511	+	+	+	+			
浙辐 611 ZheFu 611	+		+				
H509	+		+	+			

1.2 产量构成性状的调查

成熟时各小区从中间收获 5 株进行考种, 考察项目包括株高、单株穗数、穗总粒数、穗 实粒数、千粒重、单株产量、穗长、谷粒长与 宽及长宽比等。

1.3 统计分析

根据朱军(1994)提出的包括基因型×环境 互作的加性—显性遗传模型,采用已报道的非

等试验设计数量遗传分析方法^{6]},对非等设计的水稻 表 2 两试验在各环境下的观察值个数及其组成 产量构成性状进行各项方差分量估算。

对植株农艺及产量构成性状的表现型方差 ٧。 为:

$$V_P = 2\sigma_A^2 + \sigma_D^2 + 2\sigma_{AE}^2 + \sigma_{DE}^2 + \sigma_B^2 + \sigma_e^2$$

其遗传方差分量可按下式分别直接估算:

 $V_A = 2\sigma_A^2$, $V_D = \sigma_D^2$, $V_{AE} = 2\sigma_{AE}^2$, $V_{DE} = \sigma_{DE}^2$ 而区组效应方差和剩余效应方差分别为

$$V_{\rm B}$$
 = $\sigma_{\rm B}^2$, $V_{\rm e}$ = $\sigma_{\rm e^{\circ}}^2$

其中 V_A 、 V_D 、 V_{AF} 和 V_{DF} 分别表示为性状的加性 方差、显性方差、加性 × 环境互作方差和显性 × 环境 互作方差。

估算出各性状的遗传方差之后,按朱军(1994, 1997)提出的方法计算各项遗传率。

采用 Jackknife 数值抽样技术(Miller, 1974; Zhu,

Table 2	Number and composition of sample						
for each environment							

项目 Item	方案 Design
环境(E=1)	7P
环境(E=2)	$3P + 9F_1$
区组数目	3
Number of blocks 观察值总数目	57
Sample size 涉及亲本数	7
Number of parents	

E 为环境, P 为亲本, F₁ 为杂种一代, 其前面数 值分别为相应的亲本或组合的数目。

E : environment ; P : parents ; F_1 : generation 1 of crosses. The digits in front of P or F1 are their number respectively.

1992;朱军等,1993)计算上述各项分析中得到的所有的遗传参数的估计值的标准误,并用; 测验对参数进行显著性检验。全部试验数据的分析均是由自编的 C 语言程序在 PC 机上进行。

结果与分析

7 个亲本品种及 9 个组合的 F₁ 植株农艺与产量构成性状的平均数列于表 3。通过统计分 析,估算出各项效应的方差分量、遗传率分量及遗传相关系数等。

2.1 方差分量

分析水稻产量构成性状在不同环境条件下各种遗传效应分量的变异量,可了解各种变异 的相对大小以及不同环境条件下基因型×环境互作对水稻产量的影响,从而为水稻产量育种 中的杂种后代的性状选择和水稻杂种优势利用提供理论依据。

表4列出了水稻产量构成性状的遗传方差分量估计值,由表中可以看出,各性状都存在 着遗传变异。 其中 , 穗总粒数、穗实粒数、千粒重、粒宽、粒长、籽粒长宽比、穗长及株高等 性状的加性遗传方差大于显性遗传方差;而有效穗数、单株产量两性状的显性遗传方差大于 加性遗传方差。并且所研究的产量构成性状的加性方差或显性方差分量均达5%或1%的显

		Table 3	Mean	s of plant an	d yield tra	aits in 7 pa	rents and 9	\mathbf{F}_1 hybrids	of rice		
环境	亲本或 F ₁	有效穗数	穗总粒数	穗实粒数	穗长	粒长	粒宽	长宽比	千粒重	株高	单株产量
(E)	(PC)	(ENP)	(TNG)	(PNG)	(PL)	(GL)	(GW)	(L/W)	(W)	(PH)	(Y)
	P_1	5.2	103.8	66.9	21.1	7.2	2.5	2.88	18.1	62.3	5.3
	P_2	5.7	98.7	68.8	20.7	7.7	2.6	2.96	19.7	70.2	5.9
	P_3	5.8	94.3	70.2	20.3	7.6	2.7	2.81	19.1	60.5	6.1
E = 1	P_4	5.5	100.5	63.3	21.0	7.3	2.6	2.81	18.5	61.7	5.1
	P_5	7.8	121.7	81.4	25.3	9.1	2.9	3.14	23.4	83.4	13.3
	P_6	7.4	136.9	86.6	24.9	9.4	2.7	3.48	23.2	85.1	12.9
	P_7	8.2	138.9	85.2	26.4	9.0	2.8	3.21	24.9	84.3	15.1
	P_5	8.4	130.2	85.9	25.7	9.2	2.9	3.17	23.7	84.1	14.9
	P_6	8.6	146.6	88.1	25.2	9.1	2.8	3.25	24.6	86.3	16.2
	P_7	8.8	145.5	86.9	26.6	9.3	2.8	3.32	25.1	85.9	16.7
	$P_1 \times P_5$	8.8	127.8	88.5	24.6	10.0	3.0	3.33	23.1	87.8	15.6
	$P_1 \times P_6$	9.3	139.6	90.4	25.8	10.2	2.9	3.52	24.8	89.7	17.4
E = 2	$P_1 \times P_7$	8.7	133.7	87.3	27.1	9.0	2.9	3.10	25.5	85.8	17.2
	$P_2 \times P_5$	8.5	124.7	93.1	26.7	10.8	3.1	3.48	24.0	91.1	16.9
	$P_3 \times P_5$	9.1	124.1	84.5	26.3	9.4	2.8	3.36	24.9	87.5	16.3
	$P_3 \times P_6$	7.9	142.3	94.0	25.7	10.1	2.8	3.61	23.5	88.6	15.9
	$P_3 \times P_7$	8.3	149.5	93.6	27.7	9.5	3.0	3.17	24.3	85.2	17.6
	$P_4 \times P_5$	8.4	123.1	88.3	25.8	9.1	2.7	3.37	23.6	84.8	16.7

E: Environment; PC: Parents and F_1 hybrids; ENP: Effective number of panicles per plant; TNG: Total number of grains per panicles; PNG: Plumped number of grains per panicles; PL: Panicle length; GL: Grain length; GW: Grain width; L/W: Length/Width; W: 1000-grain weight; PH: Plant height; Y: Grain yield per plant. (The same below).

9.3 2.7 3.44

24.8

P₁:安湘 S(AnXiang S); P₂:0821S; P₃:F131S; P₄:香 125S(Xiang125 S); P₅:浙辐 511(ZheFu 511); P₆:浙辐 611(ZheFu 611); P₇:H509

表 4 水稻产量构成性状的遗传方差分量估计值
Table 4 Estimates of genetic variance components of yield traits of rice

26.3

146.2

98.5

性状(Traits)	V_{A}	V_{D}	$ m V_{AE}$	$ m V_{DE}$	$ m V_e$
有效穗数(ENP)	1.0414*	1.6629*	2.7630**	3.4363 * *	0.7138*
穗总粒数(TNG)	89.3794 * *	52.0350*	23.0304 * *	109.5631 * *	2.8687
穗实粒数(PNG)	31.0402 * *	14.8320 * *	17.9137 * *	25.3042 * *	9.1013*
千粒重(W)	7.8366 * *	1.0465 *	0.8329*	1.2108*	0.0288
粒长(GL)	3.1067 * *	0.5568*	0.0214	2.5106**	0.6026*
粒宽(GW)	1.0910 * *	0.3225*	0.2716*	0.4326*	0.3184*
籽粒长宽比(L/W)	2.0793 * *	0.3159*	0.0291	1.9427 * *	0.3509*
穗长(PL)	13.5603 * *	4.2117*	4.6982*	13.7518**	0.8095
株高(PH)	25.3200 * *	17.8727 * *	7.2185*	9.2701*	0.9025
单株产量(Y)	6.3821*	17.7233 * *	16.3024**	12.8068**	5.0229*

著水平,这表明与产量有关的性状的变异同时受到基因的加性效应和显性效应的影响,既可以通过选择加以固定培育出高产品种,也可以通过利用杂种优势挖掘出水稻产量的潜力。从表4中还可看出基因型×环境的互作对各产量构成性状的变异也有重要作用,所有研究性状的显性×环境互作均达显著或极显著水平;对于加性×环境互作,除粒长和籽粒长宽比之外,其余性状也均达到显著或极显著水平。这说明各产量构成性状的杂种优势表现会因环境的不同而呈现出较大差异,而加性×环境互作的存在也会使得同一品种或组合其性状表现因

环境不同产生较大的差异。

2.2 遗传率

遗传率是度量性状的遗传变异占表现型变异相对比率的重要遗传参数。如果一个性状的表现型变异主要决定于遗传效应,则运用遗传育种的手段改良群体的遗传组成,可望取得预期的效果。在遗传的变异中,如果加性效应的变异是主要分量,在早期分离世代进行选择常能获得较好的效果。以往的研究多是以单一环境下获得的试验数据来估算遗传率,本研究探讨了基因型×环境互作对遗传率的影响并根据朱军(1994,1997)提出的方法将狭义遗传率划分为普通狭义遗传率和互作狭义遗传率。普通狭义遗传率是指有累加性遗传效应的方差占表现型方差的比率;互作狭义遗传率是指有累加性的基因效应与环境互作的方差占表现型方差的比率。对于选择而言,普通狭义遗传率和互作狭义遗传率都是有效的。根据普通狭义遗传率 $16_{\rm G}^2$ 而预测的选择效益适用于不同环境条件下的选择,有较为广泛的应用价值,而根据互作狭义遗传率 $16_{\rm G}^2$ 而预测的选择效果,只度量了在某一特定环境条件下的选择效益偏差。如果需要估计在某一环境下进行选择的总效益,应该采用总的狭义遗传率($16_{\rm K}^2$ = $16_{\rm G}^2$ + $16_{\rm GE}^2$)进行预测(朱军,1997)。

表 5 水稻产量构成性状的遗传率

性状	有效穗数	穗总粒数	穗实粒数	千粒重	粒长	粒宽	长宽比	穗长	株高	单株产量
(Traits)	(ENP)	(TNG)	(PNG)	(W)	(GL)	(GW)	(L/W)	(PL)	(PH)	(Y)
普通狭义遗传率										
$(h_G^2\%)$	10.54*	32.28**	31.61**	71.53 * *	45.70**	44.78**	44.07**	36.62**	41.79**	10.95*
互作狭义遗传率										
$(h_{GE}^2\%)$	28.82**	8.32*	18.24**	7.6*	0.31	11.15*	0.62	12.69*	11.91*	27.99**
狭义遗传率										
$(h_N^2\%)$	39.36**	40.60**	49.85**	79.13**	46.01**	55.93**	44.69**	49.31**	53.70**	38.94**

 $Table \ 5 \qquad Estimates \ of \ heritabilies \ of \ yield \ components \ of \ rice$

 $h_G^2\% \ \ \vdots \ General\ narrow\ sense\ heritability\ ; h_G^2\% \ \ \vdots \ Interactive\ narrow\ sense\ heritability\ ; h_N^2\% \ \ \vdots \ Narrow\ sense\ heritability$

从表 5 可以看出,除有效穗数和单株产量外,其它产量构成性状的遗传率都以普通狭义遗传率为主,互作狭义遗传率相对较小,其中粒长和长宽比两性状的互作狭义遗传率接近于零,说明在不同的环境条件下对这两个性状的选择都是有效的。但也必须注意到,除此两性状外,其余产量构成性状的互作狭义遗传率都达到显著或极显著水平。说明这些性状的遗传表达也受到较大的环境影响,在不同的环境条件下对这些性状的选择效果是不同的。

2.3 遗传相关

了解性状间的遗传相关性对于实施多个性状的同步改良或进行间接选择或打断性状之间 的不利连锁都有重要的实际意义。几个主要的水稻产量构成性状之间的遗传相关系数估计值 列于表 6。

由表 6 可知,有效穗数、穗总粒数、穗实粒数和千粒重与单株产量的加性相关和显性相关都达显著或极显著水平,且都表现为正相关,这说明对这几个性状中任一个性状的改良都可有效地提高单株产量。但要注意到有效穗数和穗实粒数与单株产量的加性 x 环境互作相关为显著或极显著的负相关,从而减弱了这两个性状的与单株产量的遗传相关。而千粒重与单株产量之间显著的显性 x 环境互作负相关也减弱了它们之间的遗传相关性。由此可知,将遗传相关分解成各种相关分量有助于进一步对遗传相关本质的认识,更全面地了解成对性状之

-0.183*

间的相关关系,从而为性状的综合改良和高产栽培措施的制定提供理论依据。 从表 6 可以看 出,有效穗数与穗总粒数和穗实粒数的加性相关以及加性×环境互作相关都为显著或极显著 的负相关;而有效穗数与穗实粒数的显性相关、有效穗数与穗总粒数的显性×环境互作相关 都为极显著的正相关 ,因此通过大穗多穗途径实现产量突破有可能首先在杂种优势利用方面 得以实现。 如何协调好水稻产量三要素之间的关系一直是实现水稻高产再高产的一个重要课 题,从表6中有效穗数与穗实粒数之间的各项遗传相关可以看出,它们之间的显性相关为极 显著的正相关,因此可望通过杂种优势的利用协调好大穗与多穗之间的矛盾。

几个主要水稻产量构成性状之间的遗传相关系数估计值 表 6

	Tuble 0 Estimates of generic correct	anons among a re	" or main yield	titutts		
项目	相关类型	穗总粒数	穗实粒数	千粒重	单株产量	
Item	Correlation types	TNG	PNG	W	Y	
有效穗数	加性 Additive	- 0.320 * *	- 0.304 * *	-0.103	0.367**	
ENP	显性 Dominant	- 0.601 * *	0.411**	-0.132	0.420**	
	加性×环境 Additive×environment	-0.418**	- 0.226 *	-0.116	- 0.339**	
	显性×环境 Dominant×environment	0.327**	-0.069	0.095	0.287*	
穗总粒数	加性 Additive		0.553 * *	-0.179	0.253*	
TNG	显性 Dominant		0.616**	-0.132	0.327**	
	加性×环境 Additive×environment		- 0.358 * *	0.124	0.168	
	显性×环境 Dominant×environment		- 0.207 *	0.156	-0.092	
穗实粒数	加性 Additive			-0.131	0.537**	
PNG	显性 Dominant			- 0.253 *	0.239*	
	加性×环境 Additive×environment			-0.109	- 0.204 *	
	显性×环境 Dominant×environment			0.122	0.146	
千粒重	加性 Additive				0.263**	
W	显性 Dominant				0.268**	
	加性×环境 Additive×environment				0.307**	

显性×环境 Dominant×environment

Table 6 Estimates of genetic correlations among a few of main yield traits

讨论 3

本研究应用非等试验设计对水稻产量构成性状的遗传分析,揭示了水稻产量改良的较大 潜力,这表现在,所测定的产量构成性状都具有显著或极显著的遗传方差,表明产量构成性 状均存在广泛的遗传变异 ,并且均具有较高的狭义遗传率 ,达极显著水平 ,说明性状的变异 在很大程度上受基因加性效应的影响,可以通过选择加以固定。但是总的狭义遗传率包括普 通狭义遗传率和互作狭义遗传率两部分,不同的性状这两部分的组成不同。 有的性状 如粒 长和长宽比)不存在互作狭义遗传率 , 表明对这两个性状在某一环境下作早代选择在其它环 境下的表现也会有相似的选择响应 , 有的性状的互作狭义遗传率大于普通狭义遗传率(如单 株有效穗数和单株产量),表明根据某一环境下对单株有效穗数的选择,其选择的响应只适 用其特定环境,而在其它不同环境会表现出较大的差异;其余性状的普通狭义遗传率都比互 作狭义遗传率大,说明对穗总粒数、穗实粒数、千粒重、粒长、粒宽、及株高的选择在不同环境 下具有一定的适用性 因这些性状的互作狭义遗传力也达到显著或极显著水平 因此在某特定 环境的选择响应不能完全套用于其它环境,因环境差异可能改变选择响应的大小。

前人在对水稻产量构成性状的遗传率进行分析时,由于均没有考虑互作遗传率,往往表

现出不同研究者因试验环境的差异表现出结果不尽一致 沈锦骅,1963,1980;卢永根,1979;郭二男,1980;闵绍楷,1981;芮重庆,1981;周开达,1982;徐云碧和申宗坦,1991。本研究显示,如仅根据普通狭义遗传率大小对各性状的排序为:粒重>粒长>粒宽>长宽比>株高>穗长>穗总粒数>穗实粒数>单株产量>有效穗数,如根据总的狭义遗传率大小排序为:粒重>粒宽>株高>穗实粒数>穗长>粒长>长宽比>穗总粒数>有效穗数>单株产量。因此,对于受环境条件影响较大的数量性状,在分析其遗传规律时应尽量考虑到基因型×环境的互作效应,以便能更有效地为育种实践服务。本研究表明加性效应和显性效应两者对产量构成性状都很重要,并且还显示除粒长和长宽比两性状没有检测到加性×环境互作效应外,其余性状都具有加性×环境互作效应,此外,所有测定的产量构成性状都存在显性×环境的互作效应。因此,对产量构成性状的改良除可通过性状选择达到固定加性效应的目的外,还可以通过显性效应利用性状的杂种优势来改良产量构成性状,但不管是利用加性效应,还是利用显性效应来改良产量构成性状,都必须考虑到它们与环境互作的影响,制定出行之有效的选择计划和杂种优势利用方案。

对水稻产量构成性状的改良还要注意到产量性状彼此之间的相关性,本研究将产量构成性状之间的遗传相关进一步分解为加性相关,显性相关,加性×环境互作相关以及显性×环境互作相关,从而可了解性状间相关的本质,在高产育种实践中,往往由于水稻产量三要素之间的矛盾比较突出,难以协调,但通过将遗传相关进一步细分为各遗传相关分量,能更清楚地了解单株有效穗数,穗实粒数和千粒重三性状之间的矛盾关系,从而可通过合适途径来协调它们之间的矛盾。本研究表明,有效穗数与穗实粒数的加性相关和加性×环境互作相关均为显著的负相关,说明增加有效穗数的选择会使穗实粒数降低,并且这种关系被加性×环境的互作相关加强。但同时也注意到有效穗数与穗实粒数之间存在极显著的正向显性相关,这表明可望通过杂种优势的利用协调好大穗与多穗之间的矛盾。

由于本研究选用的是以光(温) 敏核不育系作母本,因此其研究结果在两系杂种优势利用中的研究与实践方面具有更加积极的意义。

参 考 文 献

- 1 黄英姿,毛成盛.作物学报,1992,18(2):116~125
- 2 Parida R C , G N Mitra , Rice Abstracts , 1990 , 13(5): 244 ~ 245
- 3 Gravois K A , et al. Crop Sci , 1991 , 31(4):907 ~ 911
- 4 朱军. 浙江农业大学学报,1994,20(6):56~68
- 5 朱军.遗传模型分析方法,北京:中国农业出版社,1997
- 6 左清凡,朱军等.中国农业科学,2000,(2):30~33
- 7 Miller R G. Biometrika , 1974 , 61 : 1 ~ 15
- 3 Zhu J. Biomath , 1992 , 7(1):1~11
- 9 朱军. 生物数学学报,1993,18(3):69~73
- 10 沈锦骅. 作物学报,1963,2(3):223~241
- 11 沈锦骅. 作物学报, 1980, 6(2): 142~147
- 12 卢永根. 遗传学报,1979,6(3):26~31
- 13 郭二男. 江苏农业科学, 1980, (3):7~12
- 14 闵绍楷 , 吴梦岚 , 吕子同 . 中国农业科学 , 1981 ,(2) : 21 ~ 25
- 15 芮重庆,赵安常.安徽农业科学(水稻数量遗传专辑):79~83
- 16 周开达,黎汉云,李仁端.作物学报,1982,8(3):145~152
- 17 徐云碧, 申宗坦. 中国农业科学, 1991, 3(2):49~54