

# 大豆区域试验中的误差、基因型 × 环境互作及试验设计的研究

孙志强 田佩占 王继安

(吉林省农科院大豆所)

## 摘 要

用方差分析法研究了1981~1985年吉林省大豆联合区域试验中95个点次的产量试验资料,计算了各点次的机误方差和机误变异系数及基因型×环境互作方差组分等参数。计算了检验不同水平的品种间差异需要的总重复数,研究了各种互作条件下同一环境内的区组数和环境数对试验准确性的影响及两者之间的相互关系,讨论了区域试验的合理设计问题。各熟期组平均机误均方为1.325,平均变异范围为0.606~1.957。各熟期组的平均机误变异系数为11.93%。所研究的试点中约有57.7%的点次机误变异系数小于10%。平均基因型×环境互作方差组分约是机误方差的0.112倍,其大小变化于0.000~1.553之间。假定无基因型×环境互作,当 $\alpha=0.05$ , $\beta=0.50$ 时,如试验的机误变异系数为10%,要检验出两个品种间10, 20, 30%的差异分别需要10, 3和2次重复。当有基因型×环境互作时,增加试验地点内的重复数或试验环境数均可有效地降低试误差。在试点内的重复数一定时,试验需要的环境数随互作的增大而增多。

大豆产量的遗传力一般较低,易随环境条件的变化而波动,因此,大豆产量的鉴评往往比评价其它遗传力高的农艺性状和品质性状需要更大的小区面积,较多的重复次数和较多的试验地点和年份,对环境条件的要求也更严格,因而费用较高。大豆产量鉴定试验方法的研究可为合理利用人力物力资源,提高试验的可靠性提供科学依据。据C.R.Weber等人<sup>(1)</sup>研究,大豆产量的变异性是化学品质性状的6~28倍。产量鉴定所需要的重复次数分别是检验油分、蛋白质含量和碘值的33, 50和300倍。据Brim等人<sup>(2)</sup>报道,在有保护行时大豆产量鉴定的最适小区大小为3.6基本试验单位(1试验单位=3×8英尺),狭长形小区优于方形小区。品种产量试验中的随机误差和基因型×环境互作不但影响对试验材料产量水平的客观评价,也影响遗传参数的估计和选择进展。前人对基因型×环境互作效应的研究大都是从估计品种的稳定性参数或遗传参数,提高选择效果等方面进行的<sup>(3-9)</sup>。最近,Carter<sup>(10)</sup>和Boerma等<sup>(11)</sup>用Mendenhall和Scaffer<sup>(12)</sup>提出的方法研究了大豆生长试验和冠层光合试验中的误差和互作,讨论了这类试验的合理设计问题。对大豆产量试验中机误,互作及其与试验设计间的关系方面的报道尚不多见<sup>(14)</sup>。本文通过对1981~1985年吉林省大豆联合区域试验资料的分析,研究大豆产量比较试验中的误差和互作,探讨试验的合理设计等问题。

## 材 料 和 方 法

用单因素方差分析法分析了1984~1985年中晚熟、中熟、中早熟、早熟、极早熟5个熟期组71个点次的区域试验资料。统计分析前,先把各试点的测产结果校正到40m<sup>2</sup>的产

量值，以便于统一分析和对各点次间的分析结果进行比较。估计了产量和机误方差及机误变异系数。根据对机误方差和机误变异系数的分析结果，用 Mendenhall 和 Scheaffer 的公式<sup>(1,2)</sup>计算了无互作时检验两个品种间的差异所需要的总重复次数： $R \geq [2(t_{\alpha/2} + t_{\beta})^2 CV^2] / d^2$ ，式中的  $t_{\alpha/2}$  是与显著性测验时的显著水平相对应的  $t$  值，本文取  $\alpha = 0.05$ ； $t_{\beta}$  是与接受错误假设的概率  $\beta$  相对应的  $t$  值，一般介于  $0.1 \sim 0.5$  之间。 $t_{\alpha/2}$  和  $t_{\beta}$  的值与机误自由度有关，由于研究的大多数试验的机误自由度都远大于 20，为使计算结果更可靠取自由度为 15（实际上自由度对计算结果的影响不大）， $d$  是两个品种间实际差异，以试验平均数的百分数表示，一般小于 0.5。

按年分和熟期对同一熟期组内各点次的资料进行联合方差分析，环境效应按随机，品种效应按固定模型进行统计分析。去掉了参试品种太少的点次和仅参加组内部分点次的品种。根据联合方差分析得到的机误方差和互作方差组分的估计值和参试品种的平均产量表现，计算了检验不同水平的品种间差异所需要的环境数及环境内区组数。当显著性测验水平为  $\alpha$ ，犯第 II 类统计错误的概率要求小于  $\beta$  时，检出两个品种间的差异所需要的环境数是：

$$E \geq [2(t_{\alpha/2} + t_{\beta})^2 (\sigma_e^2 / RS + \sigma_{ge}^2)] / d^{2(1,2)}$$

其中， $S$  是取样次数，对于大豆产量比较试验，测产是在成熟时一次进行的，因此， $S = 1$ ，在我们的分析中， $E \geq [2(t_{\alpha/2} + t_{\beta})^2 (\sigma_e^2 / R + \sigma_{ge}^2)] / d^2$ 。 $t_{\alpha/2}$  和  $t_{\beta}$  的意义与计算区组数的公式相同，其自由度按 60 计算（多数联合方差分析的机误自由度都大于 60）。 $\sigma_e^2$  和  $\sigma_{ge}^2$  分别为机误方差和基因型  $\times$  环境互作方差组分， $R$  是重复次数， $d$  是两品种间的实际差异，这里以绝对差异表示，令  $K = \sigma_{ge}^2 / \sigma_e^2$ ，即  $\sigma_{ge}^2 = K\sigma_e^2$ ，则公式变为  $E \geq [2(1 + KR)(t_{\alpha/2} + t_{\beta})^2 \sigma_e^2] / (Rd^2)$ ，本文就是按这一公式进行计算的。

## 结果与讨论

### (一) 大豆区域试验中的误差和变异系数

试验误差和机误变异系数是反映试验质量的直接客观标准。将 1984~1985 年 71 个点次按年分和熟期分组，各熟期组平均和机误方差和变异系数见表 1。从机误方差的绝对值来看，极早熟组的试验误差最大，两个年分分别为 1.675 和 1.877。早熟组的试验误差较小，分别为 0.606 和 0.608。各熟期组平均机误差为 1.325，熟期组间平均变异范围为 0.606~1.957。各试点间的机误方差的差异很大，变化于 0.089~8.37 之间，最大值和最小值相差近 94 倍，说明降低试验误差，提高试验质量的潜力是很大的。71 个点次中有 53 个点次的机误方差小于 1.00，占 74.6%；有 34 个点小于 0.50，占 48.0%。

表 1 吉林省大豆联合区域试验中的  
误差及机误变异系数

熟期组	年分	点次	$\sigma_e^2$	平均产量 (Kg)	CV%	变异范围 (%)
中晚熟	1984	7	0.944	8.04	12.09	4.4~22.2
	1985	6	1.957	9.69	14.44	5.5~17.4
中熟*	1984	20	0.919	8.85	10.84	4.1~21.1
	1985	15	1.936	10.45	13.32	4.1~17.8
中早熟	1984	3	1.360	8.50	13.75	10.9~19.2
	1985	4	0.760	9.85	8.56	2.7~11.9
早熟	1984	4	0.606	9.25	8.41	5.0~15.1
	1985	5	0.680	9.20	8.33	5.7~13.5
极早熟	1984	4	1.675	10.32	12.54	8.3~19.1
	1985	3	1.877	11.69	11.72	6.8~21.3
平均	—	—	1.325	9.65	11.93	5.75~17.86

\* 中熟组资料系长春、吉林、通化、延边三个亚组的加权平均值。

由于各试验点的产量水平不同 (2.47

~16.31kg/40m<sup>2</sup>), 而绝对误差的大小与产量水平有关, 因此, 以机误变异系数做为相对误差标准评定区域试验的质量更客观。各熟期组的平均机误变异系数为11.93%, 平均变异范围为8.33~12.54%。各点次的机误变异系数介于2.7~22.2%之间, 两极值间相差8.2倍, 比机误均方的差异小得多。71个点次中, 有57个点次的机误变异系数小于15%, 约占80.3%; 41个点次的机误变异系数小于10%, 约占57.7%; 11个点次小于5.0%, 约占15.5%。

根据以上研究结果, 我们认为机误变异系数可以做为评定区域试验质量的客观标准, 如果机误变异系数过大, 说明试验质量差, 误差太大, 无法对参试品种做出正确的评价。

## (二) 大豆区域试验中的基因型 × 环境互作

基因型 × 环境互作的水平可以做为选择试验方案的依据。对1981~1983年区域试验的中熟组, 1984, 1985年各5个熟期组的区试产量资料进行了联合方差分析, 其结果见表2,

表2 吉林省大豆联合区域试验中的  
基因型 × 环境互作

熟期组	年分	点次	平均产量 (Kg)	$\sigma_e^2$	$\sigma_{ge}^2$	$\sigma_{ge}^2/\sigma_e^2$
中晚熟	1984	6	7.65	2.880	0.537	0.186
	1985	6	9.80	3.590	0.080	0.022
中熟*	81~83	24	8.97	1.658	0.115	0.069
	1984	20	8.22	1.912	0.202	0.106
	1985	13	10.16	1.696	0.364	0.214
中早熟	1984	5	7.68	2.070	0.000	0.000
	1985	4	9.90	1.250	0.103	0.076
早熟	1984	4	8.17	2.110	0.623	0.295
	1985	4	10.50	0.99	0.000	0.000
极早熟	1984	4	10.11	3.680	0.717	0.195
	1985	3	11.79	5.700	1.553	0.273
平均			9.45	2.204	0.248	0.112

中熟组资料同表1脚注。

对照品种增产10%以上。区域试验要适应这一要求就必须精确到足以检验出品种间10%的产量差异。把显著水平定为5% ( $\alpha = 0.05$ ), 犯第II类统计错误的概率( $\beta$ )分别选为0.5, 0.25和0.10, 假定无基因型互作, 实验的精确度仅与试验的总重复次数有关, 无论这些重复是在几个试验点实施的。在这种情况下大豆比较试验所需要的总重复次数见表3。根据前面的研究结果, 将机误变异系数的变异范围选为0.05~0.30。当 $\beta = 0.50$ 时, 如果试验的平均变异系数为0.10, 欲检验出两个品种间的10%, 20%, 25%和30%的差异分别需要10, 5, 3, 2, 2次重复(地点 × 每试点重复数)。如果把犯第II类统计错误的概率( $\beta$ )降低到0.10, 其它条件保持不变, 欲检验出同样水平的品种间差异则分别需要31, 14, 8, 5, 4次重复。当试验机误增大时, 所需要的重复数也大幅度增加。例如, 当机误变异系数为0.25时, 即使降低检验要求( $\beta = 0.50$ ), 欲鉴别两品种间10%,

各熟期组的平均产量为9.45kg/40m<sup>2</sup>; 平均机误方差和基因型 × 环境互作方差组别分别为2.204和0.248。互作方差平均是机误方差的0.112倍, 变异范围介于0.000与0.273之间。绝大多数情况下, 互作方差与机误方差的比值都小于0.20。据Schutz等人<sup>(14)</sup>研究, 在美国的大豆联合区域试验中, 产量的基因型 × 环境互作方差约是机误方差的0.30~0.55倍, 远大于本文的研究结果, 这大概是由于我们所研究的试点分布的地理范围较窄, 而Schutz等人所用的资料系美国大豆联合区试资料, 其试点的土壤、气候等生态条件差异更大的缘故。上述研究结果表明, 根据生态条件划分试验区域可显著地降低品种 × 环境互作, 提高试验的准确性。

## (三) 大豆产量试验的适宜重复数

目前, 新审定的高产品种一般要求比

表3 不同误差条件下欲检出两个品种间差异所需的区组数 ( $\alpha=0.05$ )

C.V. 差异	0.05	0.10	0.15	0.20	0.25	0.30
	$\beta=0.50$					
10% $\bar{x}$	3	10	21	37	57	82
15% $\bar{x}$	2	5	10	17	26	37
20% $\bar{x}$	1	3	6	10	15	21
25% $\bar{x}$	1	2	4	6	10	14
30% $\bar{x}$	1	2	3	5	7	10
$\beta=0.25$						
10% $\bar{x}$	4	16	36	64	100	144
15% $\bar{x}$	2	8	16	28	45	64
20% $\bar{x}$	1	4	9	16	25	36
25% $\bar{x}$	1	3	6	11	16	23
30% $\bar{x}$	1	2	4	8	12	16
$\beta=0.10$						
10% $\bar{x}$	8	31	68	121	189	272
15% $\bar{x}$	4	14	31	54	84	121
20% $\bar{x}$	2	8	17	31	48	68
25% $\bar{x}$	2	5	11	20	31	44
30% $\bar{x}$	1	4	8	14	21	31

差组分约是机误方差的0.05~0.30倍,在这个范围内,以目前的平均产量水平为基础,欲检验两个品种间的不同水平差异需要的重复数和地点数见表4。

当检验标准一定时,降低基因型×环境互作可减少所需要的试点数。如当 $\alpha=0.05$ ,  $\beta=0.50$ 时检验两个品种间10%的差异,在 $\sigma_{ge}^2=0.1, 0.2, 0.3\sigma_e^2$ 时选用试点内重复3次的试验方案,分别需要11, 13和15个试点。

当检验标准和互作水平一定时,增加试点内的重复次数可以减少需要的试点数。如当 $\alpha=0.05$ ,  $\beta=0.50$ ,  $\sigma_{ge}^2=0.1\sigma_e^2$ 时,检验两个品种间10%的差异可选择如下几种试验方案,2次重复11个试点,3次重复8个试点,4次重复7个试点,5次重复6个试点等等。选用哪一种试验方案应视具体情况来决定。如果试验总费用与试验土地面积成正比,即与整个试验的总重复次数或小区数成正比(小区面积一定),那么,由表4可以看出,在同样的试验要求下,增加试点数比增加点内重复数更有利。例如,当 $\alpha=0.05$ ,  $\beta=0.50$ ,  $\sigma_{ge}^2=0.3\sigma_e^2$ 时,要检验两个品种间10%的差异,每个试点设2次重复需15个试点,其30个区组;若采用3次重复需12个试点,共36个区组;当点内区组数增加到6时需9个试点,共54个区组,较每点2次重复的试验方案占地面积大幅度增加,费用也相应增大。当由于具体条件限制,增加试点有困难时,可以通过增加点内的重复数以达到试验的要求。但在一般情况下应采用较多的试点和较少的点内重复这一试验原则,因为除了可达到节约土地这一目的外尚可在较多的环境条件下了解品种的适应能力。Schutz<sup>[14]</sup>等曾比较了增加试验年分和试验点次对试验结果的影响,他们的结论是增加试验点次比增加年分更有效,可以较多的试点代替年份。大豆试验以10~15个试点试验一年就足以有把握地将

20和30%的差异仍需要57, 15和7次重复。

在所研究的71个点次中,只有11个点次的环境变异系数小于5%,由于区域试验大都采用3次重复,由表3可知,这样的试点能以 $\alpha=0.05$ ,  $\beta=0.50$ 的水平检验出10%的品种间差异。有41个点的机误变异系数小于10%,可以 $\alpha=0.05$ ,  $\beta=0.50$ 的水平检验出20%的品种间差异,或以 $\alpha=0.05$ ,  $\beta=0.25$ 的水平检验出25%的品种间差异。

提高试验的准确性,有效地降低试验误差,可以使试验规模大幅度降低,从而降低试验费用。

#### (四)大豆试验中的适宜区组数与环境数的关系

实际上,基因型×环境互作是普遍存在的,为了能够对品种做出客观的评价,试验必须在较多的环境中进行。根据前面的分析,吉林省大豆区域试验中的互作方

表4 不同互作水平下欲检出品种间差异所需的环境数及重复数 ( $\alpha=0.05$ )

差异	重复									
	2	3	4	5	6	2	3	4	5	6
	$\beta=0.50$					$\beta=0.25$				
	$\sigma_{eg}^2=0.1\sigma_e^2$									
10% x	11	8	7	6	5	20	15	12	10	9
15% x	5	4	3	3	3	9	7	6	5	4
20% x	3	2	2	2	2	5	4	3	3	3
25% x	2	2	2	1	1	4	3	2	2	2
30% x	2	1	1	1	1	3	2	2	2	2
	$\sigma_{eg}^2=0.2\sigma_e^2$									
10% x	13	10	9	8	7	23	18	15	14	12
15% x	6	5	4	4	3	11	8	7	6	6
20% x	4	3	3	2	2	6	5	4	4	3
25% x	3	2	2	2	2	4	3	3	3	2
30% x	2	2	1	1	1	3	2	2	2	2
	$\sigma_{ge}^2=0.3\sigma_e^2$									
10% x	15	12	10	10	9	27	21	13	17	16
15% x	7	6	5	5	4	12	10	8	8	7
20% x	4	3	3	3	3	7	6	5	5	4
25% x	3	2	2	2	2	5	4	3	3	3
30% x	2	2	2	2	1	3	3	2	2	2

低产材料淘汰掉。上述结论不但适用于品种区域试验,而且也适用于高代品系的鉴定试验。

### 参 考 文 献

- (1) Weber, C. R. and T. W. Horner: Estimation of Cost and optimum plot size and shape for mesuring yield and chemical characters in soybeans, *Agron. J.*, 49, 1957, 444—449.
- (2) Brim, C. A. and D. D. Masor, Estimates of optimum plot size for soybean yield trials, *Agron. J.*, 51, 1959, 331—334.
- (3) Smith, R.R., D.E.Byth, B.E.Caldwell and C. R. Weber: Phenotypic stability in soybean populations, *Crop Science*, 7, 1967, 590—592.
- (4) 田佩占: 三种估算大豆产量稳定性方法的比较, 《大豆科学》, 1982, 1(1), 85—93.
- (5) Allard, R.W. and A.D.Bradshaw: Implication of genotype-environment interactions in applied Plant breeding, *Crop science*, 4; 1964, 503—508.
- (6) Erickson, L.R., W.D.Beversdorf and S.T.Ball: Genotype×environment interactons for Protein in Glycine max×Glycine soja Crosses, *Crop Science*, 22; 1982, 1099—1101.
- (7) Johnson, H. W., H. F. Robinson and R. E. Comstock: Estimates of genetic and environmental variability in soybeans, *Agron. J.*, 47, 1955, 314—318.
- (8) Hanson, W. D. and C.R.Weber: Analysis of genetic variability from generations of Plant Progeny lines in soybeans, *Crop Science*, 2, 1962, 63—67.
- (9) Casler, M.D.: Genotype×environment interaction bias to Parent-offspring regression heritability estimates, *Crop science*, 22, 1982, 540—542.

[10] Carter, T. E., Jr., J. W. Burton, J. J. Cappy, D. W. Israel and H. R. Boerma : Coefficients of variation error variances, and resource allocation in soybean growth analysis experiments. *Agron. J.*, 75, 1983, 691—696.

[11] Boerma, H. R., D. A. Ashley, and S. A. Harrison : Sampling variation and resource allocation in soybean canopy photosynthesis experiments, *Crop Science*, 25, 1985, 965—970.

[12] Mendenhall, W. and H. O. Hartley : *Mathematical statistics with applications*, Duxburg press, North Scituate, Mass.

[13] Geng, S. and F. J. Hills : A procedure for determining numbers of experimental and sampling units. *Agron. J.*, 70, 1978, 441—444.

[14] Schutz, W. M. and R. L. Bernard : Genotype  $\times$  environment interactions in the regional testing of soybean strains, *Crop Science*, 7, 1987, 125—130.

## THE RELATION OF ERROR VARIANCE, GENOTYPE $\times$ ENVIRONMENT INTERACTION IN THE REGIONAL TEST OF SOYBEAN TO EXPERIMENTAL DESIGN

Sun Zhiqiang, Tian Peizhan and Wang Jian

(*Soybean Institute, Jilin Academy of Agricultural Sciences*)

### ABSTRACT

Yield data of the regional uniform soybean tests of 95 environments in Jilin province from 1981 to 1985 were studied with a variance analysis method. The error variances, coefficients of variation and the variance components of  $G \times E$  interaction were calculated for each environment or maturing groups. The total number of replications for detecting various levels of differences between two strains were also calculated. The number of blocks within an environment and the number of environment effecting on the accuracy of a given experiment were examined under different  $G \times E$  interaction levels. Some problems concerning the design of regional test in soybean were discussed. The average error mean square over maturing groups was 1.325, and ranged between 0.606 and 1.957. The average coefficient of variation over maturing groups was about 11.93%. The coefficients of variation of about 57.7% out of the environment studied were smaller than 10%. The average  $G \times E$  interaction variance component was 0.112 time of the error variance, and ranged between 0.000 and 1.553. Assuming no  $G \times E$  interaction, an average of 10, 3 and 2 replications was required

(下转第72页)

## 2. 抓好山葡萄优质种源的利用

“双庆”、“左山一”等优良品种在山葡萄事业的发展中,起到了重要作用,但这些品种尚有不足,同目前特产研究所、通化市园艺研究所、长白山和通化葡萄酒厂的原料基地等单位选出的一些优质丰产的两性花品系相比有一定差距。为了扭转山葡萄发展缓慢的劣势,应从品种改革入手,积极鼓励生产、科研、教学等部门加速山葡萄优质两性花品系的选育、扩繁和推广,简化栽培技术,提高产量,增加经济效益。在今后的发展中,要逐步建立以丰产优质的两性花为主体的山葡萄商品生产基地。

## 3. 加速山葡萄良种的扩繁与推广

影响山葡萄基地建设的原因之一是良种苗木不足,价格过高。因此加速良种的扩繁是生产发展的基础,建议在有利的自然条件、有育苗技术和种源基础的地区加速扩繁优质苗木,建立苗木繁育体系,采取各种繁殖途径和方法,走科研、教学、生产一体化的路子,尽快把优质资源良种送到生产第一线。

## 4. 通力协作搞好山葡萄基地建设

长白山区山葡萄生产的发展,早已引起各级领导的重视,但由于措施不得当、部门间协调不得力、职能分工不明确等原因,尽管在开发中有组织、肯投资,但收效不大,没有真正把这一宝贵资源开发利用起来。为此建议:建设优质山葡萄生产带,分地区形成产业带,建立山葡萄商品生产新基地,坚持统一领导、统一规划、统一布局、统一实施的原则。实行产、供、加、销一条龙,积极组织生产、加工、科研、教学等单位,从事业出发,从开发利用资源出发,通力协作,分线包干,严格把住技术指导关,真正变资源优质为商品优势,进一步形成产业优势和经济优势,扎扎实实地把我省发展山葡萄事业搞上去。

---

(上接第27页)

to detect 10, 20 and 30% yield difference between two strains respectively when the coefficient of variation was about 10% ( $\alpha=0.05$ ,  $\beta=0.50$ ). The experimental error could be effectively reduced by increasing the number of replications within an environment, or the number of environments when  $G \times E$  interaction was present. The number of environments required increased with the magnitude of  $G \times E$  interaction when the number of replications within environment was constant.