

# 高粱生育期遗传模型测验

杨伟光 李殿森 牟金明 顾德峰 姚谕利

(吉林农大农学系,长春 130118)

高士杰

(吉林省农科院作物所,公主岭 136100)

**提要** 采用增广 NC I 设计,对高粱生育期遗传模型进行了测验。结果表明,高粱生育期的遗传不符合加性——显性模型,基因的显性效应不明显,但上位性效应却比较明显,控制生育期的增效、减效等位基因在不育系和恢复系的分配比率,有极显著差异;生育期的遗传,增效等位基因即晚熟基因为显性,且这种显性为超显性。

**关键词** 高粱;生育期;遗传模型;统计测验

高粱是短日喜温作物,在北方地区,尤其春播早熟高粱区种植,因无霜期短以及低温冷害不能正常成熟而减产。因此,高粱生育期的长短是能否成熟的重要指标,也是该地区重要研究内容之一。

有关高粱生育期遗传研究尚有报道<sup>[2,3,6]</sup>,但采用不同试验方法和选用不同试验材料,其结果往往不同。本文选用不同高粱类型为试材,采用增广 NC I 设计,对高粱生育期遗传模型进行测验,以其为高粱生育期研究提供参考资料。

## 1 材料与方 法

供试不育系分为三种类型,倾外国型(8020A、219A),中间型(黑 30A、7043A),中国高粱类型(r2731A)。供试恢复系均为中国地方品种(伊通白、黑壳棒子、小白脸、护 22、大红壳、红矮 1128)。

以不育系为母本,恢复系为父本,按 5×6 格子方于 1992 年在吉林农业大学试验场圃配制 30 个杂交组合,1993 年用 30 个杂种 F<sub>1</sub> 及其 11 个亲本(不育系材料为其相应的保持系)共 41 份材料,作随机区组设计,试验于该试验场圃进行。4 次重复,4 行区,行株距 60cm×20cm,行长 4.5m。抽穗时去掉小区两头各 4 株,从中随机选取 20 株,调查抽穗日期,并计算出苗至抽穗天数,即可代表调查株的生育期。以小区平均数作为统计单位。

统计分析方法参照莫惠栋的《增广 NC I 设计和遗传模型测验》<sup>[1]</sup>。资料统计于 PC—1500 微机进行。

## 2 结果和分 析

### 2.1 方差分析

高粱生育期的方差分析结果(表 1)表明,亲本间、杂种间以及亲本与杂种间的 F 测验均

极显著,表明遗传差异普遍存在,可进一步作遗传模型测验。

## 2.2 遗传模型测验

根据增广 NC I 遗传模型测验法,先计算出各公共亲本系列方差( $V_r$ )和协方差( $W_r$ )列于表 2。然后以该表  $V_r$  为自变量  $x$ ,  $W_r$  为依变量  $y$ ,进行协方差分析得表 3。由表 3  $F+M$  一行的雌内系列间和雄内系列间的合并变异可得直线回归系数  $bF+m$ 。对  $bF+M$  作  $t$  测验,若显著,表明所研究性状的遗传符合加性——显性模型,若不显著,则不符合加性——显性模型。本研究中, $bF+M=0.1924$ , $S_b=0.2126$ ,故  $t=0.9049$ 。此值不显著,表明高粱生育期的遗传不符合加性显性模型。

对高粱生育期这一遗传现象,可解释为,其遗传根本不存在显性效应,或者是既有加性,显性效应,又有上位性效应。因此,还需采用方差分析法测验显性效应,上位性效应。

## 2.3 方差分析测验生育期的显性及上位性效应

将所得试验资料按区组计算出每一区组中各公共亲本系列方差  $V_r$  和协方差  $W_r$  值,进而可得到  $(W_r+V_r)$  和  $(W_r-V_r)$  (表 4)。

对表 4 资料可作常规方差分析列于表 5。表 5 雌亲内系列间和雄亲内系列间的合并变异中,在测验显性效应  $H_0: h=0$ ,有  $F=1.68$ ,此值不显著,即不存在显性效应;在测验上位性效应  $H_0: I=0$ ,有  $F=2.29$ ,此值显著,即存在上位性效应。说明高粱生育期遗传,等位基因的显隐性作用不明显,但非等位基因的交互作用却比较明显。这和前人研究结果相一致。

表 1 高粱生育期的方差分析

变异来源	df	SS	MS	F
区组	3	10.0	3.66	4.66**
基因型	40	3627.5	90.69	115.46**
亲本	10	1738.0	173.80	221.26**
雌亲	4	200.3	63.75	81.16**
雄亲	5	387.8	77.56	98.74**
雌对雄	1	1149.9	1149.90	1463.91**
杂种	29	1649.0	56.86	72.39**
由于雌	4	218.6	54.64	69.56**
由于雄	5	1359.2	271.83	346.06**
雌×雄	20	71.3	3.56	4.54**
亲本对杂种	1	240.5	240.50	306.21**
误差	120	94.26	0.7855	
总	163			

注: \*\* 1%水平上显著。

表 2 各公共亲本系列的方差( $V_r$ )和协方差( $W_r$ )

雌亲系列			雄亲系列		
系列号	$V_r=x$	$W_r=y$	系列号	$V_r=x$	$W_r=y$
1	213.2	215.4	6	54.3	4.05
2	183.1	224.7	7	12.2	-4.85
3	221.5	238.1	8	42.2	-44.60
4	286.2	281.9	9	33.7	-19.85
5	244.3	238.3	10	106.7	-38.85
			11	40.7	-18.35
和	1148.3	1198.4	和	289.8	-122.50

表 3 表 2 资料的协方差分析

变异来源	df	SSx	SSy	SP	离回归分析			
					df	Q	MS	F
总	10	100 653.6	188 846.5	130 732.4	9	19 046.7		
$F_{vs. M}$ *	1	89 680.2	184 471.9	138 621.5				
$F+M$ *	9	10 973.4	4 374.6	2 110.9	8	3 968.5	496.1	
测验		$H_0: Pq=uv$			1	15 078.2	15 078.2	30.40

注: \*  $F_{vs. M}$  表示雌、雄系列方差,  $F+M$  表示雌内系列间和雄内系列间的合并变异。

\*\* 1%水平上显著。

表4 高粱生育期统计资料的4个区组的 $W_r+V_r$ 和 $W_r-V_r$ 值

系列号	$W_r + V_r$				$W_r - V_r$			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV
1	26.7	21.7	31.2	28.9	1.5	0.5	-1.4	0.3
2	25.8	31.1	29.6	17.2	3.4	0.1	0.2	3.8
3	30.1	35.4	27.8	23.3	1.7	-2.0	-0.7	2.7
4	40.0	21.3	36.0	50.9	-2.2	1.5	-2.0	-3.1
5	21.8	38.7	27.8	36.9	3.6	-5.0	-2.3	-1.1
6	4.2	3.3	4.5	5.5	-3.2	-0.1	-3.1	-9.5
7	2.7	-1.4	1.8	0.5	-0.7	-4.0	0.2	-1.5
8	-0.3	4.6	1.1	-1.3	-5.3	-8.8	-6.3	-4.9
9	-0.3	0.9	1.8	3.9	-3.7	-3.8	-2.9	-7.7
10	7.0	7.8	9.9	7.9	-14.5	-0.25	-11.6	-13.5
11	0.8	4.8	2.	0.0	-4.3	-2.3	-4.4	-5.0

表5 表4资料的方差分析

变异来源	df	$W_r + V_r$			$W_r - V_r$		
		SS	MS	F	SS	MS	F
区组	3	13.8	4.6		16.7	5.6	
F+M	9	466.4	51.8	1.68	191.9	21.3	2.29*
Fvs.M	1	8033.5	8033.5	260.80**	273.3	273.3	29.38**
误差	30	925.1	30.8		279.2	9.3	
总	43	9437.8			761.0		

注: \* 5%水平上显著; \*\* 1%水平上显著。

## 2.4 有关高粱生育期基因频率及其他遗传信息

设雌亲增效、减效等位基因频率为 $P, q$ , 雄亲的为 $u, v$ , 测验分配到雌亲和分配到雄亲的增效、减效等位基因频率是否相等( $H_0: Pq=uv$ ), 实质就是测验雌亲和雄亲 $W_r$ 依 $V_r$ 两条回归截距是否相等( $H_0: af=am$ )。根据协方差分析基本原理, 总变异剩余平方和与雌亲、雄亲内的剩余平方和之间的差异是由两条回归截距不同而造成的<sup>(4)</sup>, 由此可测验 $H_0: Pq=uv$ 。由表3可知,  $Q_{\text{雌}}=19\ 046.7, Q_{\text{雄}}=3\ 968.5$ , 故 $F=30.40$ , 此值极显著, 说明控制生育期增效、减效等位基因频率在雌亲(不育系)、雄亲(恢复系)间不相等。关于增效、减效等位基因频率的测验, ( $W_r+V_r$ )和( $W_r-V_r$ )的方差分析 $F_{\text{雌}}, M$ 项亦可测验(见表5), 其结果相同。

由( $W_r-V_r$ )可判断显性性质: 部分显性( $W_r-V_r>0$ ), 完全显性( $W_r-V_r=0$ ), 超显性( $W_r-V_r<0$ )。由表2可得( $W_r-V_r$ )=-362.2, 小于零, 说明生育期的显性基因为超显性。

从各公共亲本的平均数或总和数与( $W_r+V_r$ )的线性相关系数可判断显性方向。如呈显著的负相关, 表示增效等位基因为显性; 呈显著的正相关, 表示减效等位基因为显性, 呈无显著相关, 则为双向显性, 即增效、减效等位基因均可能为显性或隐性, 随位点而不同。现 $r$ 为-0.8322, 达极显著水平, 说明显性等位基因即晚熟基因为显性。这合乎育种实际。

## 3 讨 论

从杂种 $F_1$ 代生育期与双亲均值呈极显著相关(0.7149)可知, 杂种 $F_1$ 代生育期表现取

决于双亲生育期的表现,亦即双亲生育期左右着杂种  $F_1$  代生育期,表明高粱生育期的遗传存在着基因累加效应即基因加性效应。这是高粱生育期遗传的主要部分,此外高粱生育期遗传还有显性效应及上位性效应,特别是上位性效应在某些组合显著存在,甚至比显性效应还显得更加重要<sup>(3,7)</sup>,但远不如加性效应对生育期的影响。

研究结果表明,高粱生育期增效等位基因(晚熟基因)为显性,且这种显性为超显性,这对于春播早熟高粱区而言,不利于选配早熟性杂交高粱。但是从杂种  $F_1$  代生育期与双亲均值的直线回归关系( $y = -3.8703 + 1.0786x$ )中可知,回归截距(-3.9703)为负值,此值主要是由基因加性效应引起的,说明减效基因(早熟性基因)占优势,又便于此项育种。由于生育期加性效应是主要的,显性效应及上位性效应是次要的,因此春播早熟高粱区培育早熟性杂交种是可能的。

### 参 考 文 献

- 1 莫惠栋. 作物学报. 1991, 17(1): 1-9
- 2 李振武. 辽宁农业科学. 1983, (4): 1-5
- 3 高士杰. 作物杂志. 1985, (3): 23-24
- 4 南京农学院主编. 田间试验和统计方法. 农业出版社. 1987
- 5 Inai, S. K. and J. V. Goud, 1981, Inaian J. of Genetics and plant Breeding, 41, 25-29
- 6 Quinby, J. R. 1972. Crop Sci. , 12. 690-692
- 7 George, H. L. Liang and T. L. walter, 1968, Crop Sci. , 8, 77-88

## GENETIC MODEL TEST OF GROWING PERIOD OF SORGHUM

YANG Weiguang et al.

(Department of Agronomy, Jilin Agricultural University, Changchun 130118)

GAO Shijie

(Institute of Crops, Jilin Academy of Agricultural Sciences, Gongzhuling 136100)

**Abstract:** The genetic model test of growing period of sorghum was Carried out by Augmented NC I design. The results show the heredity of growing period of sorghum don not agree with additive—dominant model, and the dominant effect of gene is not significant. The ratio of distribution of the allele that control growing period is significantly different between sterile line and restoring line. For the heredity of growing period, the additive effect allele, a lateliness mature gene, is dominant, and the dominance is epistatic dominance.

**Key words:** Sorghum, Growing period, Genetic model, Stastistical test.