

小粒黄豆高产栽培数学模型的研究

郭 午 牟金明 张 国华 李福智

(吉林农大) (牡丹江师范) (敦化市农技站)

摘 要

小粒黄豆亩产仅100kg左右,产量低而不稳,严重影响外贸出口和经济效益。采用三元二次回归正交旋转设计进行田间试验,建立产量函数模型和经济收益模型。模型解析表明:磷酸二铵与2、3、5—三碘苯甲酸的主因素效应和交互效应显著。亩种植1.7万株,施磷酸二铵5.5—7kg,2、3、5—三碘苯甲酸3g左右,小粒黄豆亩产115—145kg,亩收益110—145元。三因素最高水平的组合措施,亩产可达150kg,亩收益150元。

小粒黄豆生产是吉林省延边地区一项优势,在外贸出口中占有重要地位。敦化市与日本签定了小粒黄豆长期出口合同。目前,小粒黄豆单产不高不稳,徘徊在每亩100kg左右,严重影响外贸出口和经济收益。为了探讨小粒黄豆高产栽培措施,曾进行过单因素试验,但是小粒黄豆同其它作物一样,受多种因素影响,所以研究单因素的作用不能反映出小粒黄豆的产量和各因素的综合关系。本试验试图通过综合因素田间试验,取得参数,建立产量函数模型,探讨主要栽培技术中各因素的产量效应、因素间的相互关系,寻求高产最佳措施,为实现小粒黄豆高产栽培规范化提供科学依据。

试 验 设 计

试验在敦化市官地镇农科站试验田进行,采用二次回归正交旋转组合设计方法,研究密度(X_1)、施肥(X_2)、2、3、5—三碘苯甲酸(X_3)三项措施不同水平组合对小粒黄豆的产量效应及经济效益。根据编码表(表1)制定的三元二次回归正交旋转试验设计方案,共设23个小区。小区长5m,5行区,行距60cm,小区面积15m²。试验地平坦,土壤为草甸黑土,土质肥沃,经化验分析:全氮0.2455ppm,水解氮232.99ppm,全磷0.0989ppm,速效磷28.32ppm,速效钾133.34ppm,有机质5.30%,pH值6.01。前茬玉米。秋翻秋耕春起垄。品种为压破车。5月6日人工等距点播,每穴3粒。苗期一次间苗,以保证处理密度。磷酸二铵做种肥,在开花期间喷施三碘苯甲酸。苗期用辛硫磷防治虫害,生育期间三次中耕除草。全区收获,实测产量,折合成kg/亩数。

表1 因素水平编码

水平 编码	X_1 密度 (万株/亩)	X_2 磷酸二铵 (kg/亩)	X_3 三碘苯甲酸 (g/亩)
1.682	2.33	12	5
1	2.13	9.563	3.984
0	1.833	6	2.5
-1	1.536	2.432	1.013
-1.682	1.33	0	0

试验结果与统计分析

一、结构矩阵与产量(表2)

表2 试验结构矩阵与小粒黄豆产量

小区号	X ₁	X ₂	X ₃	产量 (kg/亩)
1	1	1	1	134
2	1	1	-1	115
3	1	-1	1	116
4	1	-1	-1	107
5	-1	1	1	139
6	-1	1	-1	116
7	-1	-1	1	117
8	-1	-1	-1	120
9	1.682	0	0	116
10	-1.682	0	0	128
11	0	1.682	0	124
12	0	-1.682	0	114
13	0	0	1.682	140
14	0	0	-1.682	117
15	0	0	0	111
16	0	0	0	127
17	0	0	0	124
18	0	0	0	115
19	0	0	0	126
20	0	0	0	116
21	0	0	0	116
22	0	0	0	126
23	0	0	0	122

(一) 产量函数模型

F₁不显著,表明产量函数二次回归模型与实际拟合较好,模型是可靠的。F₂检验显著,说明因素水平间差异显著。

对回归系数做t值检验:

$$t_1 = 2.0591 > t_{0.1}, \quad t_2 = 3.1167 > t_{0.01}, \quad t_3 = 4.442 > t_{0.01}, \quad t_{1,2} = 0.5356$$

$$t_{1,3} = 0.5356, \quad t_{2,3} = 2.4104 > t_{0.05}, \quad t_{11} = 5.9E-03, \quad t_{22} = 0.8121,$$

$$t_{33} = 1.7408$$

回归系数t检验结果, b₂、b₃极显著, b_{2,3}显著。由于方程拟合较好,对不显著因素不剔除,直接用方程(1)或(2)进行模型分析。

二、模型优化与解析

(一) 模型的最优解

目标函数 $y = f(X) = f(X_1, X_2, \dots, X_m)$

$$= b_0 + \sum_{j=1}^m b_j X_j + \sum_{i < j} b_{ij} X_i X_j + \sum_{j=1}^m b_{ij} X_j^2 \quad (3)$$

为非线性函数,约束条件为 $-1.682 < X_j < 1.682, j = 1, 2, 3$ 。已知 $m = 3$,求(2)。

1. 编码值(X)回归模型为

$$Y(X) = +120.4046 - 2.9422X_1 + 4.4533X_2 + 6.3471X_3 + 1X_1X_2 + 1X_1X_3 + 4.5X_2X_3 - 7.8330621E - 03X_1^2 - 1.0758X_2^2 + 2.306X_3^2 \quad (1)$$

2. 实际值(S)回归模型为

$$Y(S) = +157.0349 - 20.8852S_1 - 1.5873S_2 - 10.1876S_3 + 0.9428S_1S_2 + 2.2627S_1S_3 + 0.8485S_2S_3 - 0.0886209814S_1^2 - 0.0845209725S_2^2 + 1.0436S_3^2 \quad (2)$$

(二) 模型检验与t值检验

表3 方差分析

方差来源	平方和	自由度	均方	F值
总合	1582.6087	22		
回归	1220.1327	9	135.5703	F ₂ =4.8621
剩余	362.4759	13	25.1135	
误差	278	8	34.75	F ₁ =0.4861
拟合	84.4759	5	16.8952	

$$F_1 = 0.4861 < F_{0.05}(5, 8) = 3.6875$$

$$F_2 = 4.8621 > F_{0.01}(9, 13) = 4.1911$$

目标函数的最优解，即为产量的最大值。在微机上求得的最优解：最高产量 $Y_{max} = 155.46 \text{ kg/亩}$ 。组合措施：密度 $X_1 = 2.33$ 万株/亩，磷酸二铵 $X_2 = 12 \text{ kg/亩}$ ，三碘苯甲酸 $X_3 = 5 \text{ g/亩}$ 。模型的最优解仅表明所采用的组合措施可能的产量潜力。

(二) 主因素效应

对方程(1)视作二次型，作正交变换，化为标准化方程：

$$Y_1 = +0.9771X_1 - 0.1043X_2 + 0.1854X_3$$

$$Y_2 = +0.011X_1 + 0.8952X_2 + 0.4455X_3$$

$$Y_3 = -0.2124X_1 - 0.4332X_2 + 0.8759X_3$$

$$Y^2 = 120.404582 - 4.174Y_1 + 1.5437Y_2 + 6.9978Y_3$$

$$-0.1109Y_1^2 - 2.2229Y_2^2 + 3.5562Y_3^2 \quad (4)$$

各因素影响产量变化的程度：三碘苯甲酸 $X_3 >$ 磷酸二铵 $X_2 >$ 密度 X_1 。

对模型(2)采用“降维法”，将其它因素固定在一定取值水平，寻求另一个单因素产量偏回归子模型(实际值)与图形如下：

图1—图形1：($X_1, 5, 2.5$) $Y = 138.6455 - 10.5143X_1 - 0.0886X_1 X_1$

图1—图形2：($X_1, 12, 6$) $Y = 163.3543 + 4.005X_1 - 0.0886X_1 X_1$

图1—图形3：($X_1, 12, 8$) $Y = 192.5644 + 8.5305X_1 - 0.0886X_1 X_1$

图2—图形1：($1.7, X_2, 0$) $Y = 121.274 + 0.0155X_2 - 0.0845X_2 X_2$

图2—图形2：($1.7, X_2, 4$) $Y = 112.6076 + 3.4096X_2 - 0.0845X_2 X_2$

图2—图形3：($2.3, X_2, 7$) $Y = 124.783 + 6.5209X_2 - 0.0845X_2 X_2$

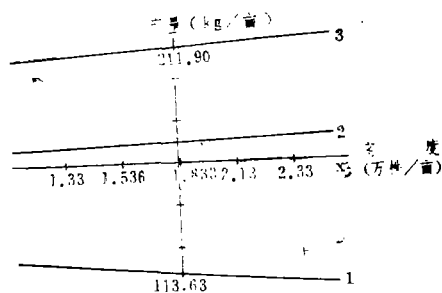


图1 密度对产量的效应

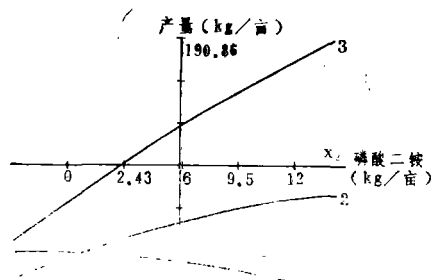


图2 磷酸二铵对产量的效应

在约束条件内，密度对产量的影响不大(图1)。但高产水平的种植密度宜保持每亩1.83—2.33万株，并需与高量的磷酸二铵和三碘苯甲酸配合使用。增加三碘苯甲酸的配比量，产量递增幅度较大(图1、图2)。

(三) 因素间的交互效应

F检验，交互项 $X_2 X_3$ 显著。对小粒黄豆产量的形成，磷酸二铵与三碘苯甲酸之间有相互制约、相互依赖的交互效应。用“降维法”得特定子模型(5)与表4。

磷酸二铵与三碘苯甲酸单独施用，随着用量的增加产量微有提高。配合施用，尤其高量配比大豆增产幅度较大(表4)。

$$(1.8, X_2, X_3) Y(s) = 119.1544 + 0.1098S_2 - 6.1147S_3 + 0.8485S_2 S_3 - 0.0845S_2^2 + 1.0436S_3^2 \quad (5)$$

表4 磷酸二铵与三碘苯甲酸间交互效应对产量的影响

项 目	磷 酸 二 铵					\bar{X}	S	(CV%)	
	0	2.432	6	9.568	12				
三 碘 苯 甲 酸	0	119.15	118.92	116.77	112.46	108.39	115.12	4.66	4.65
	1.013	114.03	115.88	116.80	115.57	113.49	115.15	1.36	1.18
	2.5	110.39	115.31	120.73	124.00	124.99	119.08	6.15	5.17
	3.987	111.36	119.35	129.27	137.04	141.11	127.63	12.30	9.64
	5	114.67	124.75	137.74	148.57	154.73	136.09	16.53	12.14
\bar{X}	113.92	117.37	124.26	127.53	128.52				
S	3.42	2.06	9.09	15.13	19.31				
CV (%)	3.00	1.75	7.32	11.86	15.02				

(四) 不同产量水平的组合措施

模型(1)的最优解,其最大值的频率低,尚需考虑随机误差的干扰和经济效益。故用“步长法”,令步长为1,按产量水平界线作频率分析,获得相应组合措施(表5),可用于因素水平控制,为应用提供可靠信息。

表5 不同产量水平的组合措施 (组合总数125)

项 目	产量>145 (kg/亩)			产量115-145 (kg/亩)			产量<115 (kg/亩)		
	出现组合率8 (%)			出现组合率60 (%)			出现组合率32 (%)		
	X ₁	X ₂	X ₃	X ₁	X ₂	X ₃	X ₁	X ₂	X ₃
	(万株/亩)	(kg/亩)	(g/亩)	(万株/亩)	(kg/亩)	(g/亩)	(万株/亩)	(kg/亩)	(g/亩)
\bar{X}	1.83	10.5	5	1.70	6.12	2.65	2.07	4.65	1.59
S \bar{x}	0.11	0.47	0	0.03	0.43	0.18	0.64	0.74	0.25
$\bar{X} \pm 2 S\bar{x}$	1.61	9.57	5	1.62	5.27	2.86	1.99	3.18	1.10
	2.05	11.42	5	1.77	6.96	3.01	2.15	6.11	2.08

(五) 经济效益分析

小粒黄豆价格1.20元/kg,磷酸二铵1.00元/kg,三碘苯甲酸0.8元/g,耕种管收等工本费用15元/亩,扣除各项费用获得经济效益模型(6)及表6。

$$\begin{aligned}
 Y(s) = & +186.6337 - 40.5456S_1 - 1.9206S_2 - 13.8619S_3 \\
 & + 1.1314S_1S_2 + 2.7153S_1S_3 + 1.0182S_2S_3 + 4.1239S_1^2 \\
 & - 0.2119S_2^2 + 1.4215S_3^2 \quad (6)
 \end{aligned}$$

表6 不同收益的组合措施

纯 收 益 (元/亩)	出现的组合		组 合 措 施		
	数	(%)	X ₁ (万株/亩)	X ₂ (kg/亩)	X ₃ (g/亩)
>145	10	8	1.83	10.5	5
110-145	97	77.60	1.70	5.13	2.48
<110	18	14.40	2.01	8.16	1.18

采用三项措施的最大用量，亩纯收益151元。

结 语

试验建立的产量函数模型和经济效益模型检验可靠。磷酸二铵和三碘苯甲酸因素水平间差异显著。主因素效应：三碘苯甲酸>磷酸二铵>密度。三碘苯甲酸与磷酸二铵具有交互效应，二者施用量同步增加时，效应递增。每亩种植密度1.7万株左右，磷酸二铵5.5—7 kg，三碘苯甲酸2.86—3 g，小粒黄豆亩产115—145kg，亩收益110—145元，出现的组合概率为60%。每亩密度2.33万株，磷酸二铵12kg，三碘苯甲酸5g的组合措施，亩产可达155kg，纯收益151元，可作为最大潜力的一种信息。

在密度和磷酸二铵用量达设计最高水平，三碘苯甲酸用量每亩超越5g，达到7—8g时，微机打印图形（图1、图2）预示，小粒黄豆的产量大幅度递增；若减少三碘苯甲酸施用量，降低在组合措施中的比值，可能削弱或失去生长调节剂的效应，产量和收益水平明显降低，值得进一步验证。

参 考 文 献

- (1) 徐中儒等：大豆高产栽培综合农艺措施数学模型的研究，〈东北农学院学报〉，1985，第1期。
- (2) 江云久：试论数学模型在生物学研究中的作用，〈科学通报〉1977，第8期。
- (3) 周平：新品种高产栽培综合农艺数学模型探讨，〈湖南农学院学报〉，1982，第4期。
- (4) 杜雷：大豆高产栽培规律的研究与应用，〈中国油料〉，1979，第1期。
- (5) Baswell.F. C. et al. 1976, Long-term residual fertility and current N-P-K application effects on Soybean. *Agro. J.* 68 (2): 315.
- (6) Bhangoo.M.S. Albritton.D.J. 1976 Nodulating and non-nodulating Lee Soybean isolines response to applied nitrogen. *Agro. J.* 68 (4): 642.
- (7) Scott.W.O. Aldrich.S.K. Modern Soybean Production. 1970, Fege69.

MATHEMATICAL MODEL OF YIELD FOR SMALL GRAIN SOYBEAN

Guo Wu et al.

(Jilin Agricultural University)

ABSTRACT

The yield of small grain soybean (*Glycine max* (L.) Merr.) is only 100kg/mu, low and unstable, which greatly influenced its export and economical value. The field experiment was conducted using the orthogonal rotation design of quadratic regression with three factors and the models for yield and economical benefit have been developed. Analysis of models showed that main effects of ammonium phosphate (18—46—0) and TIBA and interaction between them were significant. Yield of 115—145kg and benefit of 110—145 yuan per mu were achieved from the treatment in which density of 17000 plants, 5.5—7kg of ammonium

(下转第56页)

接种发病重些，应该作为综合评定抗病性的内容之一。

1982年调查642份田间诱发鉴定材料的霜霉粒率情况，没有感染霜霉粒的材料有338份，占调查材料的52.6%，其余发生霜霉粒的频率在0.1—5.1%之间。叶部发病和子粒发病之间有一定关系，表现叶部的病情加重，病粒率有随之增高的趋势。但也有叶部发病较轻而子粒严重发病的材料，如铁岭7013、60天还家、牛毛黄、九农2号、7607—2和Grign 17等；也有子粒没有病而叶部发病严重的材料，如吉林10号、吉林11号、铁岭73—25、铁丰17、薄地高、绵景太、透心绿和铁荚子等。由于霜霉病菌侵染种子产生霜霉粒，既影响品质又影响种子的发芽率，特别是病粒第二年引起的系统病菌，是本生长季节的重要初侵染来源，系统病菌出现越早，对本年度病害的流行影响愈大。所以在利用抗源作杂交亲本时，必须考虑子粒发病程度这个条件。

讨 论

我们采用诱发行接种法鉴定品种的抗病性，效果较好。但应用诱发行田间接种鉴定，系统中心病株出现的迟早和分布的均匀与否，经常受田间气候条件的影响，因而也直接影响到植株的感病反应。因此，可将大量材料首先以感染行诱发接种鉴定进行初选，然后将初选出较好的材料再进行重复人工接种鉴定，才能保证抗源的准确性。

温度对于系统病菌的形成影响较大⁽²⁾，早春的低温易发生较多的系统病菌。主要原因在于，在冷凉土壤中，大豆种子的生长发育进度较慢，可与发育缓慢的卵孢子相遇，易于侵染。如春播自然条件下，13—15℃时，感染卵孢子的吉林4号系统发病株率为10—16%，播种温度18—20℃时，仅1%系统发病，25℃时播种处理的不发生系统侵染。所以，适时早播有利于系统病菌的形成，可增加鉴定结果的可靠性。

田间诱发行接种鉴定品种对霜霉病的抗性，易受环境条件的影响而造成年度间发病的差异，所以应进行多年鉴定，并且应设立2—3个感病品种做为标杆品种，以校正因年度间造成的抗病性差异。

大豆霜霉病菌存在着生理分化问题。在我们的试验中(表1、表2)，也发现外引品种到本地均表现比本地材料抗性强，是否因生理小种不同，有待进一步研究。考虑到小种问题直接影响到抗源的利用、抗病品种的选育及品种布局，也有必要开展这方面的研究。

参 考 文 献

- (1) 李明等：大豆霜霉病抗源筛选的研究，全国大豆病害学术讨论会论文，1986。
- (2) 刘宗麟：大豆霜霉病，《大豆科学》，1986.第五卷.第一期。

(上接第27页)

phosphate and 3g of TIBA per mu were used. Yield of 150Kg and benefit of 150 yuan per mu can be obtained with the best combination of three factors according to the model.