



# 商豆 1310 高产栽培技术量化决策模型的研究与应用

闫向前<sup>1</sup>, 何鑫<sup>1</sup>, 马文娅<sup>1</sup>, 侯珺<sup>2</sup>, 付汝洪<sup>1</sup>, 张琪<sup>1</sup>

(1. 河南省商丘市农林科学院, 河南 商丘 476000; 2. 商丘市睢阳区农业科学研究所, 河南 商丘 476000)

**摘要:**为了充分发挥商豆 1310 的高产潜力, 本试验采取五因素二次回归正交旋转组合设计的方法, 研究了影响商豆 1310 产量的种肥、种植密度、追施尿素、多效唑和硼砂 5 项栽培技术之间的关系, 建立了中等以上肥力产量形成的数学模型。经模拟寻优, 筛选出了  $3\,750\text{ kg}\cdot\text{hm}^{-2}$  以上产量的最佳栽培量化组合方案, 即施用种肥  $135.8\sim165.0\text{ kg}\cdot\text{hm}^{-2}$ , 种植密度  $24.4\sim25.2\text{ 万株}\cdot\text{hm}^{-2}$ , 追施尿素  $208.5\sim232.5\text{ kg}\cdot\text{hm}^{-2}$ , 喷施多效唑  $1\,932.0\sim2\,140.0\text{ g}\cdot\text{hm}^{-2}$ , 叶喷硼砂  $1\,147.8\sim1\,432.2\text{ g}\cdot\text{hm}^{-2}$ 。本方案稍作修正后, 经 2 点  $4.2\text{ hm}^2$  生产示范验证, 平均单产  $3\,799.05\text{ kg}\cdot\text{hm}^{-2}$ , 较对照增产  $15.35\%$ , 证明方案可行。

**关键词:** 商豆 1310; 栽培技术; 决策指标; 量化

## Research and Application of Quantification Decision Model of High Yield Cultivation Technique of Shangdou 1310

YAN Xiang-qian<sup>1</sup>, HE Xin<sup>1</sup>, MA Wen-ya<sup>1</sup>, HOU Jun<sup>2</sup>, FU Ru-hong<sup>1</sup>, ZHANG Qi<sup>1</sup>

(1. Henan Shangqiu Academy of Agriculture and Forestry Sciences, Shangqiu 476000, China; 2. Suiyang District Agricultural Sciences Institute of Shangqiu, Shangqiu 476000, China)

**Abstract:** In order to give full play of the high yield potentation in Shangdou 1310, the quadratic orthogonal regressive rotation design of five factors was applied to study the relationship among five cultivation techniques of seed fertilizer, planting density, topdressing urea, paclobutrazol and borax, which affect the yield of Shangdou 1310, and to establish a mathematical model for yield formation above the middle level soil fertility. Through simulation and selection, the optimum cultivation quantification combination scheme for yield over  $3\,750\text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$  was obtained as following: The amount of applying seed fertilizer was  $135.8\sim165.0\text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ , planting density was  $244\,000\sim252\,000\text{ plants}\cdot\text{ha}^{-1}$ , the amount of topdressing urea, spraying paclobutrazol and foliar spray borax was  $208.5\sim232.5$ ,  $1\,932.0\sim2\,140.0$  and  $1\,147.8\sim1\,432.2\text{ g}\cdot\text{ha}^{-1}$ , respectively. The average yield was  $3\,799.05\text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$  in 2 trial sites of  $4.2\text{ ha}$  area, which was  $15.35\%$  higher than that of control group, proving that the scheme was feasible.

**Keywords:** Shangdou 1310; Cultivation technique; Decision index; Quantification

大豆作为一种重要的栽培作物, 生长发育受到诸多环境因素的调节。光照、温度、水分、土壤等环境因子均已被证明对大豆的生长发育有重要的影响。如光照、温度被证明能够互相作用, 影响大豆的发育进程, 且这种影响在不同品种间的作用存在差异<sup>[1]</sup>。一些栽培因子, 如种植密度、肥料也对大豆生长发育的不同方面存在一定的影响。赵双进等<sup>[2]</sup>针对播期、密度、行株距对大豆产量的影响进行了相关试验, 研究表明对于普通夏大豆品种来说, 适当早播能够增加分枝、有效荚数和单株粒重, 有助于提高产量; 品种的适宜密度因不同株型而存在显著差异, 但适宜密度播种均可使其获得较高产量; 缩小行距有利于群体数量的增加及叶面积指数

的提高; 株距的适当增加则有利于改善单株生育状况和后期透光条件, 提高单株生产力。申晓慧等<sup>[3]</sup>以合农 63 为研究对象, 对密度、肥料和播期 3 个栽培因子对产量的增产效应进行了剖析, 并建立了相关模型, 结果表明密度、肥料、播期 3 个因子对产量的影响作用表现为播期最大, 密度次之, 施肥量最小, 且密度、肥料、播期之间存在一定程度的正交互效应。除此之外, 硼作为植物发育过程中不可或缺的元素, 在大豆的生长发育中也起到了重要的作用。正常水分条件下, 施硼能够缓解弱光、高温对大豆的胁迫, 提高单株荚数、粒数和粒重<sup>[4]</sup>。相同水分及光照条件下, 施硼可以缓解水分对株高、侧根重的胁迫。开花-结荚期, 大豆植株地上部及根

收稿日期: 2019-04-02

基金项目: 国家重点研究计划 (2017YFD0101404)。

第一作者简介: 闫向前 (1979-), 男, 学士, 助理研究员, 主要从事大豆遗传育种研究。E-mail: yanxiangqian123@126.com。

通讯作者: 张琪 (1959-), 男, 研究员, 主要从事大豆遗传育种研究。E-mail: zhangqi8052@163.com。

部硼的积累与大豆单株荚数、粒数、粒重呈极显著正相关,说明硼对大豆产量的形成具有正向调控的作用<sup>[5]</sup>。影响大豆生长发育及产量的栽培因子很多,而且它们并不是单独发挥作用,它们之间存在复杂的互作关系,建立相关模型是一种研究栽培因子互作的有效方法。例如,何景新等<sup>[6]</sup>建立了 5 项栽培技术的产量数学模型,郭振升等<sup>[7]</sup>对 5 项栽培技术数学模型筛选出的最优组合方案进行了大面积生产,这都是在特定生态条件下的研究结果,对大豆栽培技术规范化的都有着重要的作用或参考价值。

商豆 1310 是河南省商丘市农林科学院选育的高产大豆新品种。2015 – 2016 年参加国家黄淮海南片区域试验,平均产量为 3 308.7 kg·hm<sup>-2</sup>,较对照中黄 13 增产 11.29%,达极显著水平,居试验第一位;2016 年参加国家黄淮海南片生产试验,平均产量为 3 025.4 kg·hm<sup>-2</sup>,较对照中黄 13 增产 11.22%,仍居试验第一位;2017 年通过国家农作物品种审定委员会审定(国审豆 20170016)。为了充分发挥该品种在生产中的作用,做到良种良法配套,很有必要对其增产潜力和综合栽培技术进行系统研究。为了克服以往常规试验对各项栽培措施与产量关系只能做一般性了解,难以确定它们之间数量关系的缺点<sup>[8-10]</sup>。本研究采用二次回归正交旋转组合设计的方法,对商豆 1310 进行多因素栽培技术的试验,借以建立 3 750 kg·hm<sup>-2</sup> 以上的栽培技术数学模型及优化方案,为扩大种植实现高产稳产提供科学依据。

## 1 材料与方法

### 1.1 试验地概况

田间试验于 2016 年在商丘市农林科学院和商丘市睢阳区农科所试验基地进行。土壤类型为黄潮土,土质中壤。前茬小麦,耕层(10 ~ 20 cm)土壤主要养分含量分别为:有机质 9.2 ~ 10.3 g·kg<sup>-1</sup>、全氮(N) 0.82 ~ 0.98 g·kg<sup>-1</sup>、碱解氮(N) 82 ~ 87 mg·kg<sup>-1</sup>、速效磷(P<sub>2</sub>O<sub>5</sub>) 12 ~ 15 mg·kg<sup>-1</sup>、速效钾(K<sub>2</sub>O) 89 ~ 105 mg·hm<sup>-2</sup>。

### 1.2 试验设计

采用二次回归正交旋转组合设计方法,设种肥( $x_1$ )、密度( $x_2$ )、追施尿素( $x_3$ )、化控量( $x_4$ )、叶面喷硼( $x_5$ )5 个因素,各因素水平如表 1 所示。全试验设 36 个小区,分成 3 个正交区组,区组间随机排列,小区面积 16 m<sup>2</sup>,试验用种肥为复合肥(N 15%、P<sub>2</sub>O<sub>5</sub> 15%、K<sub>2</sub>O 15%)、尿素(46.6%)初花期追施、

多效唑(15%可湿性粉剂)初花期喷施、硼砂(11.3%)花荚期叶面喷施,其它管理同一般大田。收获时小区两侧各减去 1 行,每行两端各减去 50 cm 计产。

表 1 试验因素水平  
Table 1 Test factors level

因素 Factor	变化区间 Change interval	自变量 Independent variables				
		-2	-1	0	1	2
$x_1/(kg \cdot hm^{-2})$	80	0	80	160	240	320
$x_2/(万株 \cdot hm^{-2})$	3	15	18	21	24	27
$x_3/(kg \cdot hm^{-2})$	75	0	75	150	225	300
$x_4/(g \cdot hm^{-2})$	700	0	700	1000	2100	2800
$x_5/(g \cdot hm^{-2})$	600	0	600	1200	1800	2400

### 1.3 方法

1.3.1 栽培技术数学模型及优化方案 利用旋转设计处理程序对试验数据进行处理分析,以建立相关数学模型,在与试验中心点距离相等的点上,预测值  $\hat{y}$  的方差  $D(\hat{y})$  相等<sup>[11-12]</sup>。利用贡献率分析法<sup>[13]</sup>分析 5 种栽培因子对商豆 1310 产量影响的大小。采用降维法进一步明确各因素与产量的关系<sup>[14]</sup>。采用 T 检验的方法检测 5 个栽培因子之间互作对商豆 1310 产量的影响作用<sup>[15]</sup>。采用频率分布法做进一步分析,探析各项栽培措施在生产上的可靠性。

1.3.2 优化方案的示范验证 2017 年,经过修正的最佳栽培措施分别在夏邑县、永城市 2 点 4.2 hm<sup>2</sup> 进行信息反馈示范试验,与当地常规传统模式进行对比验证。

### 1.4 数据分析

利用 Microsoft Excel 2007 和 DPS 7.05 软件进行数据处理与分析。

## 2 结果与分析

### 2.1 产量结果与模型建立

试验结构矩阵和产量结果列于表 2,使用旋转设计处理程序对数据进行处理分析,获得大豆产量与 5 项栽培措施的数学模型:

$$\begin{aligned} \hat{y} = & 3\,784.32 + 145.89x_1 + 117.81x_2 + 82.58x_3 + \\ & 74.89x_4 + 37.78x_5 - 99.86x_1x_2 - 73.02x_1x_3 + \\ & 7.40x_1x_4 - 63.88x_1x_5 + 100.61x_2x_3 + \\ & 101.76x_2x_4 + 5.72x_2x_5 + 24.60x_3x_4 + 3.38x_3x_5 - \\ & 6.78x_4x_5 - 124.67x_1^2 - 87.42x_2^2 - 94.23x_3^2 - \\ & 55.54x_4^2 - 53.67x_5^2 \end{aligned} \tag{1}$$

表2 试验结构矩阵与产量结果  
Table 2 Results of the test structure matrix and yield

序号 No.	$x_1$	$x_3$	$x_4$	$x_5$	$x_6$	产量 Yield	序号 No.	$x_1$	$x_3$	$x_4$	$x_5$	$x_6$	产量 Yield
1	1	1	1	1	1	3826.1	19	0	2	0	0	0	3622.7
2	1	1	1	-1	-1	3443.8	20	0	-2	0	0	0	3193.4
3	1	1	-1	1	-1	3618.4	21	0	0	2	0	0	2583.3
4	1	1	-1	-1	1	3255.3	22	0	0	-2	0	0	3218.3
5	1	-1	1	1	-1	3440.8	23	0	0	0	2	0	3709.7
6	1	-1	1	-1	1	3379.0	24	0	0	0	-2	0	3401.4
7	1	-1	-1	1	1	3508.3	25	0	0	0	0	2	3636.3
8	1	-1	-1	-1	-1	3667.9	26	0	0	0	0	-2	3489.8
9	-1	1	1	1	-1	3784.4	27	0	0	0	0	0	3801.4
10	-1	1	1	-1	1	3621.6	28	0	0	0	0	0	3785.0
11	-1	1	-1	1	1	3433.8	29	0	0	0	0	0	3795.8
12	-1	1	-1	-1	-1	2937.5	30	0	0	0	0	0	3785.6
13	-1	-1	1	1	1	3141.5	31	0	0	0	0	0	3795.0
14	-1	-1	1	-1	-1	2963.2	32	0	0	0	0	0	3775.4
15	-1	-1	-1	1	-1	2811.5	33	0	0	0	0	0	3793.8
16	-1	-1	-1	-1	1	3117.7	34	0	0	0	0	0	3777.5
17	2	0	0	0	0	3571.8	35	0	0	0	0	0	3769.8
18	-2	0	0	0	0	2986.3	36	0	0	0	0	0	3781.5

对该数学模型进行方差分析可知  $F_1 = 2.87$ , 失拟项不显著, 表明未知试验因素对试验结果的影响较小;  $F_2 = 854.54^{**}$ , 达极显著水平, 复相关系数  $F = 0.9995^{**}$ , 说明 5 项栽培措施与产量之间存在着明显的函数关系, 故对变量不进行剔除, 直接利用该模型进行优化分析。

2.2 模型分析

2.2.1 主因素效应分析 已有研究多根据所建数学模型中回归系数的大小对各因素的重要性进行判断, 而忽略了因素之间交互作用的效应, 这种分析结果有失偏颇。本研究采用的贡献率分析法是一种处理信息数据的方法, 具有样本分类与系统因素分析的功能<sup>[13]</sup>, 利用该方法能够直观地分析 5 种栽培因子对商豆 1310 产量的影响大小。

经计算 5 项栽培措施对产量指标的作用为  $x_1(3.89) > x_2(3.83) > x_4(3.77) > x_3(3.57) > x_5(3.28)$ , 表明种肥施用量与商豆 1310 的产量性状关系最密切, 特别应注意中低产田施用种肥的产量效应; 其次是密度和化控的作用, 尤其是肥力较高的农田, 前期降雨量较多和化控的紧密结合; 再次是初花期追施氮素化肥, 大豆虽然是固氮作物, 要

想取得较高的产量对氮肥施用是不容忽视的; 土壤有效硼含量较低, 花荚期叶面喷施硼肥也是一项值得注意的增产措施。

2.2.2 单因素对产量的影响 为了进一步明确各因素与产量的关系, 采用降维法解析, 数据降维是指通过线性或非线性映射将样本从高维空间映射到低维空间, 从而获得高维数据的一个有意义的低维表示的过程。分别将模型(1)中其它 4 个变量固定在 0 水平, 可得 5 个一元降维回归模型:

$$\hat{y}_1 = 3\,784.32 + 145.89x_1 - 124.67x_1^2$$
$$\hat{y}_2 = 3\,784.32 + 117.81x_2 - 87.42x_2^2$$
$$\hat{y}_3 = 3\,784.32 + 82.58x_3 - 94.23x_3^2$$
$$\hat{y}_4 = 3\,784.32 + 74.89x_4 - 55.54x_4^2$$
$$\hat{y}_5 = 3\,784.32 + 37.78x_5 - 53.67x_5^2$$

(2)

将各因素不同水平值代入上述公式, 即可求得相应的产量, 5 项栽培措施与产量均是二次曲线关系, 在本试验范围内, 随着各因素水平提高而产量增加, 当 5 个因素分别达 0~1 水平时产量最高, 超过此值反而呈下降趋势(表 3)。

表 3 5 个因素与水平的产量  
Table 3 Yield of five factors and levels

因素 Factor	自变量水平 Independent variable levels						最高产量 The highest yield
	-2	-1	0	1	2	$x$	/( $\text{kg}\cdot\text{hm}^{-2}$ )
$x_1$	2993.8	3503.7	3784.3	3805.5	3577.4	0.585	3827.0
$x_2$	3198.9	3579.0	3784.3	3814.7	3670.2	0.673	3824.0
$x_3$	3242.3	3607.5	3784.3	3772.6	3572.5	0.438	3802.4
$x_4$	3412.3	3653.8	3784.3	3803.6	3711.9	0.674	3809.5
$x_5$	3494.0	3692.8	3784.3	3768.4	3645.1	0.352	3790.9

2.2.3 决策指标的经济效益 大豆生产和其它农业生产一样,在探讨各因素最佳生产效应时,还要分析其经济效益,即探讨产量随因素水平变化而增减的关系<sup>[16]</sup>。对模型(2)分别求导,可得其边际产量模型:

$$\begin{aligned} dy_1 dx_1 &= 145.89 - 249.34 \\ dy_2 dx_2 &= 117.81 - 174.84 \\ dy_3 dx_3 &= 82.58 - 188.47 \\ dy_4 dx_4 &= 74.89 - 111.09 \\ dy_5 dx_5 &= 37.78 - 107.34 \end{aligned} \tag{3}$$

将不同编码值代入模型(3),可分别求出各不同水平下每个栽培因素的边际产量(表4)。从各因素水平之间的边际产量变化趋势来看,5项栽培措施在取较低水平时经济效益较大,但随着取值增大而边际产量降低,都在1水平时边际产量均为负值,表明投入>产出。在本试验条件下,5项栽培边际效应最佳经济值是:种肥为 $206.8\text{ kg}\cdot\text{hm}^{-2}$ ,密度 $23\text{ 万株}\cdot\text{hm}^{-2}$ ,追施尿素 $182.8\text{ kg}\cdot\text{hm}^{-2}$ ,多效唑

$1\text{ 871.8 g}\cdot\text{hm}^{-2}$ ,硼砂 $1\text{ 411.1 g}\cdot\text{hm}^{-2}$ ,超过此值无助于经济效益的提高。

表 4 5 因素不同水平的边际产量  
Table 4 The marginal production of 5 factors with different levels

因素 Factor	自变量水平 Independent variable levels				
	-2	-1	0	1	2
$x_1$	644.5	395.2	145.8	-103.4	-352.8
$x_2$	467.5	292.6	117.8	-57.0	-231.8
$x_3$	459.5	271.0	82.5	-105.8	-294.3
$x_4$	297.0	185.9	74.8	-36.2	-147.3
$x_5$	252.4	145.1	37.7	-69.5	-176.9

2.2.4 互作效应分析 采用 T 检验的方法检测 5 个栽培因子的互作项对商豆 1310 产量的影响,结果显示有 7 个互作项分别达显著或极显著水平,说明商豆 1310 产量形成不仅是单项栽培措施的增产效应的线性累加,还存在互作效应,用降维法得互作效应偏回归子模型:

$$\begin{aligned} \hat{y}_{1.2} &= 3784.32 + 145.89x_1 + 117.81x_2 + 99.86x_1x_2 - 124.67x_1^2 - 87.42x_2^2 \\ \hat{y}_{1.3} &= 3784.32 + 145.89x_1 + 82.58x_3 - 73.02x_1x_3 + 124.67x_1^2 - 94.23x_3^2 \\ \hat{y}_{1.4} &= 3784.32 + 145.89x_1 + 74.89x_4 + 7.40x_1x_4 - 124.67x_1^2 - 55.54x_4^2 \\ \hat{y}_{1.5} &= 3784.32 + 145.89x_1 + 37.78x_5 - 63.88x_1x_5 - 124.67x_1^2 + 53.67x_5^2 \\ \hat{y}_{2.3} &= 3784.32 + 117.81x_2 + 82.58x_3 + 100.61x_2x_3 - 87.42x_2^2 - 94.23x_3^2 \\ \hat{y}_{2.4} &= 3784.32 + 117.81x_2 + 74.89x_4 + 101.76x_2x_4 - 87.42x_2^2 - 55.54x_4^2 \\ \hat{y}_{3.4} &= 3784.32 + 82.58x_3 + 74.89x_4 + 24.60x_3x_4 - 94.23x_3^2 - 55.54x_4^2 \end{aligned} \tag{4}$$

由模型(4)计算结果分析可知:(1)种肥与密度、追施尿素和多效唑之间存在极显著互作效应。商豆 1310 随着种肥施用量的增加与种植密度、追施尿素和喷施多效唑水平的提高,产量也逐渐增加。当 4 个栽培因素都达 1 水平时产量最高,超过此值产量呈下降趋势。(2)密度与追施尿素、喷施多效唑的互作效应。商豆 1310 种质密度较低时没有较高水平时追施尿素、多效唑的效果好。当种植密度为 1 水平、追施尿素达 0 水平和喷施多效唑达 1 水平

时,产量达最高值。(3)追施尿素与喷施多效唑的交互效应也极为显著。商豆 1310 初花期追施尿素过量,易形成植株徒长,喷施多效唑能起到控旺促壮的效果。

2.2.5 数学模型模拟寻优及反馈示范 为了探索各项栽培措施在生产上的可靠性,采取频率分布法做进一步解析,经计算得到 3 125 套组合方案,其中大于 $3\text{ 750 kg}\cdot\text{hm}^{-2}$ 有以上的组合方案 100 套,自变量  $x_i$  的编码区间分别为: $x_1$  为  $-0.30\sim0.06$ 、 $x_2$  为

1.12 ~ 1.39、 $x_3$  为 0.78 ~ 1.10、 $x_4$  为 0.76 ~ 1.06、 $x_5$  为 -1.08 ~ 0.38。在本试验条件下,最佳产量各  $x_i$  的取值范围是:种肥施用量 135.8 ~ 165.0  $\text{kg}\cdot\text{hm}^{-2}$ ,种植密度 24.4 ~ 25.2 万株 $\cdot\text{hm}^{-2}$ ,追施尿素 208.5 ~ 232.5  $\text{kg}\cdot\text{hm}^{-2}$ ,喷施多效唑 1 932.0 ~ 2 140.0  $\text{g}\cdot\text{hm}^{-2}$ ,叶喷硼砂 1 147.8 ~ 1 432.2  $\text{g}\cdot\text{hm}^{-2}$ 。

2.3 信息反馈示范结果

数学意义上的原则性优化方案,不等于栽培方法的最优指标。一个好的技术措施,不仅要根据当地的生态条件还要考虑当地的经验模式。为此,于 2017 年夏邑县和永城市 2 点进行示范验证,6 月 5

- 15 日播种。随播种施用复合肥 150  $\text{kg}\cdot\text{hm}^{-2}$  (N 15%,P 15%,K 15%),种植密度 24 ~ 25 万株 $\cdot\text{hm}^{-2}$ ,初花期追施尿素 210 ~ 230  $\text{kg}\cdot\text{hm}^{-2}$ ,多效唑 (15% 可湿性粉剂) 1 900 ~ 2 100  $\text{g}\cdot\text{hm}^{-2}$  制成溶液进行化控,花荚期用硼砂 1 200 ~ 1 400  $\text{g}\cdot\text{hm}^{-2}$  配制成 0.2% 溶液叶面喷施,并以经验方案作对照。结果表明:夏邑县 2.9  $\text{hm}^2$  平均产量 3 739.8  $\text{kg}\cdot\text{hm}^{-2}$ ,较对照增产 15.8%;永城市 1.3  $\text{hm}^2$  平均产量 3 858.3  $\text{kg}\cdot\text{hm}^{-2}$ ,较对照增产 14.9%;合计 2 点 4.2  $\text{hm}^2$  示范试验平均产量 3 799.05  $\text{kg}\cdot\text{hm}^{-2}$ ,较对照增产 15.35% (表 5),表明优选方案有一定可靠性和实践意义。

表 5 示范验证产量及农艺性状

Table 5									
试点	方案	株高	主茎节数	单株荚数	单株粒数	百粒重	单株粒重	产量	较对照
Trial site	Scheme	Plant height	Node number of main stem	Pod number per plant	Seed number per plant	100-seed weight	Seed weight per plant	Yield / ( $\text{kg}\cdot\text{hm}^{-2}$ )	Increased yeild compared with CK/%
夏邑县 Xiayi county	优化田 Optimized cropland	77.5	16.3	39.2	79.8	19.4	15.6	3739.8	15.8
	对照田 CK	76.2	15.9	35.8	72.6	19.1	13.5	3229.3	
永城市 Yongcheng city	优化田 Optimized cropland	78.8	16.5	41.2	81.7	19.6	15.8	3858.3	14.9
	对照田 CK	76.9	16.1	37.1	74.5	19.4	13.9	3357.5	

3 讨 论

密度、播期、肥料等通常作为栽培因子对大豆生长发育影响的研究对象<sup>[2-5]</sup>。本研究采用二次回归正交旋转组合设计方法,在豫东平原前茬小麦 7 038.0 ~ 7 312.5  $\text{kg}\cdot\text{hm}^{-2}$  的基础上,建立了商豆 1310 与种肥、密度、追施尿素、化控量、叶面喷硼 5 项栽培措施之间的效应方程,复相关系数为 0.999 5 \*\*,达极显著相关水平。这表明 5 项栽培措施与产量之间存在着明显的函数关系。5 项栽培措施对产量作用的大小依次为种肥 > 密度 > 多效唑 > 追施尿素 > 硼砂,协调好 5 项栽培措施之间的关系有利于增产增收。在本试验条件下,实现 3 750  $\text{kg}\cdot\text{hm}^{-2}$  以上的最佳栽培措施方案为:种肥施用量 135.8 ~ 165.0  $\text{kg}\cdot\text{hm}^{-2}$ ,种植密度 24.4 ~ 25.2 万株 $\cdot\text{hm}^{-2}$ ,追施尿素 208.5 ~ 232.5  $\text{kg}\cdot\text{hm}^{-2}$ ,喷施多效唑 1 932.0 ~ 2 140.0  $\text{g}\cdot\text{hm}^{-2}$ ,叶喷硼砂 1 147.8 ~ 1 432.2  $\text{g}\cdot\text{hm}^{-2}$ 。经 2 点 4.2  $\text{hm}^2$  生产试验验证,平

均单产 3 799.05  $\text{kg}\cdot\text{hm}^{-2}$ ,较对照增产 15.35%,表明优选方案可行。

栽培因子不仅对大豆产量产生不同的影响,其在大豆品质形成过程中也发挥一定作用。例如播期密度肥料等因子均被证明能影响大豆蛋白质及脂肪的形成,但是这种影响各个因子之间存在差异,且对品质的影响小于对产量的影响<sup>[17-18]</sup>。由于栽培因子之间存在复杂的互作关系,因此明确栽培因子的最佳组合对于发挥品种高产潜力,实现良种良法配套具有十分重要的现实意义。本研究以商豆 1310 为研究对象,研究了 5 种栽培因子的最佳组合方式,为发挥该品种的高产潜力提供一定的理论支撑,但由于大豆复杂的生理特性及特殊的生态适应性,本试验条件下所建立的商豆 1310 高产栽培技术的产量数学模型以及优选出的栽培措施参数与和指标,能否适应更大生产区域的多变复杂的生态环境等还有待进一步实践验证。

4 结 论

经模拟寻优,筛选出了商豆 1310 获得 $3\,750\text{ kg}\cdot\text{hm}^{-2}$ 以上产量的最佳栽培量化组合方案,即施用种肥  $135.8\sim 165.0\text{ kg}\cdot\text{hm}^{-2}$ ,种植密度  $24.4\sim 25.2$  万株 $\cdot\text{hm}^{-2}$ ,追施尿素  $208.5\sim 232.5\text{ kg}\cdot\text{hm}^{-2}$ ,喷施多效唑  $1\,932.0\sim 2\,140.0\text{ g}\cdot\text{hm}^{-2}$ 、叶喷硼砂  $1\,147.8\sim 1\,432.0\text{ g}\cdot\text{hm}^{-2}$ 。

参考文献

[1] 费志宏,吴存祥,孙洪波,等. 以光周期处理与分期播种试验综合鉴定大豆品种的光温反应[J]. 作物学报, 2009, 35(8): 1525-1531. (Fei Z H, Wu C X, Sun H B, et al. Identification of photothermal responses in soybean by integrating photoperiod treatments with planting-date experiments[J]. Acta Agronomica Sinica, 2009, 35(8): 1525-1531.)

[2] 赵双进,张孟臣,杨春燕,等. 栽培因子对大豆生长发育及群体产量的影响—I. 播期、密度、行株距(配置方式)对产量的影响[J]. 中国油料作物学报, 2002, 24(4): 29-32. (Zhao S J, Zhang M C, Yang C Y, et al. Effect of culture factors on growth and yield of soybean I. Effect of sowing date, density, space in row and plant space on yield[J]. Chinese Journal of Oil Crop Scieives, 2002, 24(4): 29-32.)

[3] 申晓慧,姜成,刘婧琦,等. 栽培因子对合农 63 大豆产量的影响[J]. 大豆科学, 2012, 31(4): 589-592. (Shen X H, Jiang C, Liu J Q, et al. Effect of cultural factors on yield characters of soybean cv. Henong 63[J]. Soybean Science, 2012, 31(4): 589-592.)

[4] 曲霞. 气候因子与硼对大豆生长发育及产量的影响[D]. 哈尔滨: 东北农业大学, 2005. (Qu X. The effect of climate factors and boron on growth and development and yield of soybean [D]. Harbin: Northeast Agricultural University, 2005.)

[5] 郑淑娟. 水分光照与硼对大豆生长发育及根系性状的影响[D]. 哈尔滨: 东北农业大学, 2006. (Zheng S J. The effect of soil moisture and illumination and boron on growth and root character of soybean[D]. Harbin: Northeast Agricultural University, 2006.)

[6] 何景新,刘健,李坤锋,等. 大豆高产栽培研究及高产模型的建立[J]. 河南农业科学, 2010(6): 53-57. (He J X, Liu J, Li K F, et al. The research of high-yield cultivation of soybean and establishment of high-yield model[J]. Journal of Henan Agricultural Sciences, 2010(6): 53-57.)

[7] 郭振升,张慎举,侯乐新,等. 夏大豆高产栽培综合农艺措施的研究与应用[J]. 作物杂志, 2007(1): 30-33. (Guo Z S, Zhang S J, Hou L X, et al. Research and application of comprehensive agronomic measures for high yield cultivation of summer soybean[J]. Crops, 2007(1): 30-33.)

[8] 茆诗松,丁元,吕乃刚,等. 回归分析及其试验设计[M]. 上海: 华东师范大学出版社, 1981: 191-219. (Mao S S, Ding Y,

Lyu N G, et al. Regression analysis and experimental design[M]. Shanghai: East China Normal University Press, 1981: 191-219.)

[9] 张瑞忠,马占峰,杨庆凯,等. 超早熟大豆东农 36 号综合农艺措施的产量函数模型[J]. 大豆科学, 1984, 3(4): 302-312. (Zhang R Z, Ma Z F, Yang Q K, et al. Yield function model of comprehensive agronomic measures for super early maturing soybean Dongnong 36[J]. Soybean Science, 1984, 3(4): 302-312.)

[10] 吴明才,肖昌珍,陈吾新,等. 夏大豆高产栽培技术数学模式[J]. 中国油料作物学报, 1991(2): 43-47. (Wu M C, Xiao C Z, Chen W X, et al. Mathematical model of high-yield cultivation techniques for summer soybean[J]. Chinese Journal of Oil Crop Scieives, 1991(2): 43-47.)

[11] 李光忠. 谈谈“二次回归旋转正交试验设计”[J]. 豫西农专学报, 1987(2):128-133. (Li G Z. Talking about the design of quadratic regression rotation orthogonal experiment[J]. Journal of Yuxi Agricultural College, 1987(2):128-133.)

[12] 佟立伟. 二次回归正交组合、正交旋转试验的程序设计[J]. 农业网络信息, 1988(2): 22-25. (Tong L W. Program Design of quadratic regression orthogonal combination and orthogonal rotation test [J]. Agricultural Network Information, 1988(2): 22-25.)

[13] 徐中儒. 农业试验最优回归设计[M]. 哈尔滨: 黑龙江科学技术出版社, 1988: 389-397. (Xu Z R. The optimal regression design for agricultural experiment[M]. Harbin: Heilongjiang Science and Technology Press, 1988: 389-397.)

[14] 吴晓婷,闫德勤. 数据降维方法分析与研究[J]. 计算机应用研究, 2009, 26(8): 2832-2835. (Wu X T, Yan D Q. Analysis and research on method of data dimensionality reduction[J]. Application Research of Computers, 2009, 26(8): 2832-2835.)

[15] Fisher B J. Guinness, gosset, fisher, and small samples[J]. Statistical Science, 1987, 2(1): 45-52.

[16] 许德海,禹盛苗,宋祥甫. 亚优 2 号亩产超 650 kg 综合农艺数学模型及其优化方案研究[C]//高佩文,谈松. 水稻高产理论与实践. 北京: 中国农业出版社, 1994: 190-194. (Xu D H, Yu S M, Song X F. The research of a comprehensive agronomic mathematical model and its optimization scheme of the production of over 650 kg of sub-You 2 [C]//Gao P W, Tan S. Rice high yield theory and practice[C]. Beijing: China Agricultural Press, 1994: 190-194.)

[17] 程亮. 播期密度等因子对高蛋白大豆产量及品质影响的研究[J]. 农业科技通讯, 2012(4): 79-81. (Cheng L. Effects of sowing date density and other factors on yield and quality of high protein soybean [J]. Agricultural Technology Communication, 2012(4): 79-81.)

[18] 杨加银,徐海斌,徐海风. 栽培因子对高油大豆产量及品质性状的影响[J]. 中国农学通报, 2007, 23(5): 196-199. (Yang J Y, Xu H B, Xu H F. Effects of cultural factors on seed yield and quality characters of high-oil soybean[J]. Chinese Agricultural Science Bulletin, 2007, 23(5): 196-199.)