



亚有限结荚习性鲜食大豆衢鲜8号高产栽培因子优化

邵晓伟¹, 雷俊¹, 许竹澈¹, 姜欢¹, 石子建¹, 汪寿根¹, 赵琳^{2*}

(1. 衢州市农业林业科学研究院, 浙江 衢州 324000; 2. 杭州市农业科学研究院, 浙江 杭州 310000)

摘要:为优化亚有限结荚习性鲜食大豆的高产高效栽培技术, 2022—2023 年以衢鲜8号为材料, 研究栽培因子播期(X_1)、密度(X_2)、烯效唑喷施时期(X_3)及喷施浓度(X_4)对鲜食大豆产量的影响, 采用四元二次正交旋转组合设计, 以播期、密度、烯效唑喷施时期和喷施浓度为变量, 研究各栽培因子对衢鲜8号产量的影响, 建立鲜食大豆产量和试验因子的回归数学模型, 采用主效应分析、单因素效应分析和交互项分析方法对数学模型进行模拟寻优, 优化各栽培因子。结果表明: 建立了鲜食大豆产量优化数学回归模型, $Y_1 = 11\,283.34 - 2\,148.20X_1 - 169.16X_2 + 187.85X_3 - 172.63X_4 - 1\,480.14X_1^2 - 546.93X_2^2 - 487.02X_3^2 - 495.44X_4^2 - 190.75X_1X_3$ 和 $Y_2 = 10\,834.23 - 1\,231.55X_1 + 184.20X_2 + 221.27X_3 - 195.49X_4 - 1\,091.78X_1^2 - 277.39X_2^2 - 285.70X_3^2 - 515.57X_4^2 + 268.54X_1X_3$ 。各因素对衢鲜8号产量的影响主次顺序依次为: 播期、喷施时期、喷施浓度、密度。其中播期、密度、烯效唑喷施时期和喷施浓度与鲜食大豆产量的关系均呈开口向下的抛物线, 说明播期、喷施时期过早或过晚, 密度、喷施浓度过大或过小都会对鲜食大豆产量造成影响。播期与喷施时期交互作用对鲜食大豆产量有显著影响。研究表明鲜食大豆产量大于 $10\,500\text{ kg}\cdot\text{hm}^{-2}$ 的优化栽培措施为播期7月26—30日, 密度16万株 $\cdot\text{hm}^{-2}$, 烯效唑喷施时期4~5叶期, 喷施浓度55.69~75.03 $\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ 时, 研究结果可为亚有限结荚习性鲜食大豆的高产高效栽培提供理论依据和技术支撑。

关键词: 鲜食大豆; 二次正交旋转组合设计; 栽培因子; 亚有限结荚习性; 产量

Optimization of Cultural Factors Affecting Yield of Vegetable Soybean Cultivar Quxian 8

SHAO Xiaowei¹, LEI Jun¹, XU Zhuwei¹, JIANG Huan¹, SHI Zijian¹, WANG Shougen¹, ZHAO Lin^{2*}

(1. Quzhou Academy of Agricultural and Forestry Sciences, Quzhou 324000, China; 2. Hangzhou Academy of Agricultural Sciences, Hangzhou 310000, China)

Abstract: To optimize high-yield and efficient cultivation techniques on semi-determinate podding habit vegetable soybean cultivar Quxian 8, four main factors including sowing date(X_1), density(X_2), spraying stages(X_3), and spray concentration(X_4), were studied using orthogonal rotatable central composite design in 2022 and 2023. We studied the effects of cultivation factors on the yield of Quxian 8 with the quaternary quadratic orthogonal rotation combination design by using the sowing date, density, uniconazole spraying time and spraying concentration as variables. The regression mathematical model of fresh soybean yield and experimental factors was established, and the mathematical model was simulated and optimized by the methods of principal effect analysis, single factor effect analysis and interaction term analysis. A mathematical regression model for yield was established $Y_1 = 11\,283.34 - 2\,148.20X_1 - 169.16X_2 + 187.85X_3 - 172.63X_4 - 1\,480.14X_1^2 - 546.93X_2^2 - 487.02X_3^2 - 495.44X_4^2 - 190.75X_1X_3$; $Y_2 = 10\,834.23 - 1\,231.55X_1 + 184.20X_2 + 221.27X_3 - 195.49X_4 - 1\,091.78X_1^2 - 277.39X_2^2 - 285.70X_3^2 - 515.57X_4^2 + 268.54X_1X_3$. The results showed that the order of significant affected factors was sowing date, spraying stages, spray concentration, density, and extremely high or low density, spraying stages, spray concentration, and sowing date decreased the yield of Quxian 8. Two types of interactions, between sowing date and spraying stages, had significant effects on yield. This study shows that high yield of more than $10\,500\text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ could be achieved with the optimal condition including sowing date between 26th to 30th July, density of $16.0 \times 10^4\text{ plants}\cdot\text{ha}^{-1}$, spraying stages of V4-V5, spray concentration between 55.69 to 75.03 $\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$, and provides theoretical basis and technical support for the high-yield and efficient cultivation of semi-determinate podding habit vegetable soybean.

Keywords: vegetable soybean; orthogonal rotatable central composite design; cultural factors; semi-determinate podding habit; yield

鲜食大豆营养丰富, 食用口感好, 随着人们生活水平的提高和膳食结构的变化, 市场需求量逐年增加, 已成为浙江省区域特色显著的优势农作物^[1,2]。结荚习性是大豆的重要形态、生态和育种

习性, 与品种的产量息息相关。胡国玉等^[3]对不同结荚习性大豆品种产量和生育期性状、农艺性状的相关分析表明, 亚有限结荚习性大豆品种的产量与生育期呈显著正相关, 与有效分枝数呈极显著负相

收稿日期: 2024-08-03

基金项目: 衢州市科技计划项目(2022K23); 浙江省重大科技专项(2021C02064-5); 科技联盟区域示范项目(2023SJLM17)。

第一作者: 邵晓伟, 男, 硕士, 农艺师, 主要从事大豆育种及栽培技术研究。E-mail: 515612647@qq.com。

通讯作者: 赵琳, 女, 硕士, 高级农艺师, 主要从事早粮育种及栽培技术研究。E-mail: zhaolin0227@163.com。

关;有限结荚习性大豆品种的产量与株高呈极显著正相关,与株型、单株荚数呈显著或极显著负相关。于国宜^[4]以533份不同结荚习性大豆品种为材料,研究发现无限和亚有限结荚习性品种的产量与平均有效分枝数呈显著负相关,有限结荚习性品种的有效分枝数与产量相关性不显著;无限结荚习性品种的产量与株高呈极显著正相关;亚限结荚习性大豆品种的产量与生育期呈显著正相关。王蓓蕾^[5]研究表明不同结荚习性大豆的株型性状中,株高存在着明显差异,株高作为大豆株型性状的重要组成部分,植株过高易倒伏,而亚有限结荚习性的品种株高都相对偏高,容易引起倒伏,植株倒伏后严重抑制冠层中下部叶片的光合作用,进而影响产量。大豆是典型的短日照植物,对光温反应非常敏感,播期不同,大豆植株生长发育和鼓粒期所处的光、温、水、气等条件各异,对农艺性状、品质和产量等影响显著,适宜的播期可调整大豆生长发育进程,使其与季节良好同步,有效利用生态资源充分发挥大豆品种的增产潜力,获得高产稳产,而早播或晚播易造成产量下降^[6,7]。适宜的种植密度可改善群体空间微环境,提高通风能力和光合作用效率,减缓单株的光合利用率下降,进而提高产量和品质^[8,9]。烯效唑(S3307)作为高效的植物生长调节剂,被广泛应用于大田生产中,对植物地上部的伸长生长具有明显的抑制作用,显著改善作物株型结构,降低株高,增加抗倒伏能力及提高产量等^[10]。

近年来,亚有限结荚习性的品种也越来越多,如浙鲜19(国审豆20220051)、浙鲜27(黑审豆20220062)、衢鲜11号(浙审豆2022003)、沧鲜豆1号(冀审豆20229001)、衢鲜8号(浙审豆2019003)等。本研究针对亚有限结荚习性鲜食大豆的品种

特性,为进一步提高其产量,优化各栽培因子,在总结前人研究的基础上,采用四元二次正交旋转组合设计,以播期、密度、烯效唑喷施时期和喷施浓度为变量,研究各栽培因子对衢鲜8号产量的影响,建立鲜食大豆产量数学模型,系统研究亚有限型品种最佳播期、种植密度及化学调控最佳时期和浓度,以期为亚有限结荚习性鲜食大豆的高产高效栽培提供理论依据和技术支撑。

1 材料与方法

1.1 材料

供试材料为鲜食大豆衢鲜8号,由衢州市农业林业科学研究院提供。烯效唑(有效成分含量:10%;剂型:悬浮剂),江苏剑牌农化股份有限公司生产。

1.2 试验设计

试验于2022和2023年在衢州市农业林业科学研究院东湖试验基地进行,试验地前茬作物为油菜,试验地0~20 cm土层土壤基础肥力为碱解氮164.7 mg·kg⁻¹,速效磷7.8 mg·kg⁻¹,速效钾137.4 mg·kg⁻¹,pH6.7,有机质29.6 g·kg⁻¹。

采用四元二次正交旋转组合设计,选择播期、密度、烯效唑喷施时期和喷施浓度4个主要栽培因子作为决策变量,探讨其对鲜食大豆产量的影响,田间按四因素1/2实施方案进行。试验因子及水平详见表1。依据四元二次正交旋转组合设计的1/2实施方案要求,3次重复随机排列,每重复设23个处理(表2),每个处理(小区)面积12 m²(2 m×6 m)。烯效唑喷施时期为n叶期(Vn),溶液喷施量为834 L·hm⁻²。施肥、田间管理及病虫害防治等按生产习惯各处理统一操作。

表1 试验因子及水平
Table 1 Factor and level of the trail

因子 Factor				
水平 Level	播期(月·日) Sowing date (month-day)	密度 Density/ (万株·hm ⁻²)	烯效唑喷施时期 Spraying stages of uniconazole (Vn)	烯效唑喷施浓度 Spraying concentration of uniconazole/ (mg·kg ⁻¹)
-1.682	7-15	12.00	2.0	0
-1	7-25	13.52	2.8	30
0	8-8	15.75	4.0	75
1	8-22	17.98	5.2	120
1.682	9-1	19.50	6.0	150

1.3 产量调查

在豆荚鼓粒饱满(处于 R6 ~ R7 期)进行采收,2022 年不同播期鲜食大豆采收期分别为 10 月 11 日、10 月 17 日、10 月 30 日、11 月 14 日和 11 月 23 日,2023 年不同播期鲜食大豆采收期分别为 10 月 10 日、10 月 16 日、10 月 26 日、11 月 13 日和 11 月 23 日。各小区单收单测。

1.4 数据分析

依据二次回归正交旋转组合设计的计算原理,采用 Excel 2019 整理试验所得相关数据,使用 DPS 软件建立鲜食大豆产量和试验因子的回归数学模型,对数学模型进行模拟寻优。采用主效应分析方法,以一次项标准回归系数的绝对值大小表示对产量的影响大小,得出各因素对产量的影响主次。采用“降维法”对单个变量的偏回归进行解析,通过自变量与目标函数的关系,进行单因素效应分析。采用“降维法”对模型中达显著水平的交互作用项进行分析,得出交互作用回归方程,建立交互作用模型并解析。使用 Origin 2022 软件进行图表绘制。

2 结果与分析

2.1 数学模型的建立及主效应分析

2.1.1 二次回归方程的建立 采用四元二次正交旋转组合设计,选择播期、密度、烯效唑喷施时期和喷施浓度 4 个主要栽培因子作为决策变量,探讨其对鲜食大豆产量的影响,依据四元二次正交旋转组合设计原理,以两年鲜食大豆产量为目标函数,获得产量(Y)与播期(X_1)、密度(X_2)、烯效唑喷施时期(X_3)和喷施浓度(X_4)原始数学模型,由表 2 中的数据分析可得回归模型。2022 年: $Y_1 = 11\,283.34 - 33.04b_1 + 17.00b_2 - 2\,148.20X_1 - 169.16X_2 + 187.85X_3 - 172.63X_4 - 1\,480.14X_1^2 - 546.93X_2^2 - 487.02X_3^2 - 495.44X_4^2 + 106.00X_1X_2 - 190.75X_1X_3 + 126.08X_1X_4$ 。2023 年: $Y_2 = 10\,834.23 - 56.17b_1 + 80.43b_2 - 1\,231.55X_1 + 184.20X_2 + 221.27X_3 - 195.49X_4 - 1\,091.78X_1^2 - 277.39X_2^2 - 285.70X_3^2 - 515.57X_4^2 + 21.21X_1X_2 + 268.54X_1X_3 + 132.29X_1X_4$ 。式中 b_1 和 b_2 是区组效应。

表 2 四元二次正交旋转组合设计试验结果及结构矩阵

Table 2 Trial results and structure matrix of four factors orthogonal rotatable central composite design										
编码 Code					因子 Factor				产量 Yield/(kg·hm ⁻²)	
区组 Block	X_1	X_2	X_3	X_4	播期 (月·日) Sowing date/ (month-day)	密度 Density/ (万株·hm ⁻²)	喷施时期 Spraying stages (Vn)	喷施浓度 Spray concentration/ (mg·kg ⁻¹)	2022 年 (Y_1)	2023 年 (Y_2)
1	1	1	1	1	8-22	18.00	5.2	120	5375	7709
1	1	1	-1	-1	8-22	18.00	2.8	30	6184	7717
1	1	-1	1	-1	8-22	13.50	5.2	30	6192	7542
1	1	-1	-1	1	8-22	13.50	2.8	120	6492	6975
1	-1	1	1	-1	7-25	18.00	5.2	30	10584	9425
1	-1	1	-1	1	7-25	18.00	2.8	120	9325	9484
1	-1	-1	1	1	7-25	13.50	5.2	120	10876	8775
1	-1	-1	-1	-1	7-25	13.50	2.8	30	11626	10309
1	1.682	0	0	0	9-1	15.75	4.0	75	3617	5309
1	-1.682	0	0	0	7-15	15.75	4.0	75	10451	11067
1	0	1.682	0	0	8-8	19.50	4.0	75	9784	10926
1	0	-1.682	0	0	8-8	12.00	4.0	75	9200	9525
1	0	0	1.682	0	8-8	15.75	6.0	75	10751	11117
1	0	0	-1.682	0	8-8	15.75	2.0	75	9117	9225
1	0	0	0	1.682	8-8	15.75	4.0	150	9684	9517
1	0	0	0	-1.682	8-8	15.75	4.0	0	9900	9850
1	0	0	0	0	8-8	15.75	4.0	75	12059	11334
1	0	0	0	0	8-8	15.75	4.0	75	11242	11217
1	0	0	0	0	8-8	15.75	4.0	75	11476	10117
1	0	0	0	0	8-8	15.75	4.0	75	11484	10001
1	0	0	0	0	8-8	15.75	4.0	75	11317	10151
1	0	0	0	0	8-8	15.75	4.0	75	10409	11359
1	0	0	0	0	8-8	15.75	4.0	75	11267	10892

表 2(续)

区组 Block	编码 Code				因子 Factor				产量 Yield/(kg·hm ⁻²)	
	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	播期 (月·日) Sowing date/ (month-day)	密度 Density/ (万株·hm ⁻²)	喷施时期 Spraying stages (Vn)	喷施浓度 Spray concentration/ (mg·kg ⁻¹)	2022 年 (Y ₁)	2023 年 (Y ₂)
2	1	1	1	1	8-22	18.00	5.2	120	5350	7575
2	1	1	-1	-1	8-22	18.00	2.8	30	6000	7400
2	1	-1	1	-1	8-22	13.50	5.2	30	6250	7950
2	1	-1	-1	1	8-22	13.50	2.8	120	6584	6875
2	-1	1	1	-1	7-25	18.00	5.2	30	10567	9550
2	-1	1	-1	1	7-25	18.00	2.8	120	9425	9217
2	-1	-1	1	1	7-25	13.50	5.2	120	11201	8592
2	-1	-1	-1	-1	7-25	13.50	2.8	30	11367	10167
2	1.682	0	0	0	9-1	15.75	4.0	75	3500	5367
2	-1.682	0	0	0	7-15	15.75	4.0	75	10317	10676
2	0	1.682	0	0	8-8	19.50	4.0	75	10351	10792
2	0	-1.682	0	0	8-8	12.00	4.0	75	9359	9450
2	0	0	1.682	0	8-8	15.75	6.0	75	10592	11151
2	0	0	-1.682	0	8-8	15.75	2.0	75	8525	9284
2	0	0	0	1.682	8-8	15.75	4.0	150	9742	9384
2	0	0	0	-1.682	8-8	15.75	4.0	0	9967	9617
2	0	0	0	0	8-8	15.75	4.0	75	11692	10992
2	0	0	0	0	8-8	15.75	4.0	75	11184	10959
2	0	0	0	0	8-8	15.75	4.0	75	10876	9917
2	0	0	0	0	8-8	15.75	4.0	75	11701	10342
2	0	0	0	0	8-8	15.75	4.0	75	11459	10984
2	0	0	0	0	8-8	15.75	4.0	75	10467	11609
2	0	0	0	0	8-8	15.75	4.0	75	11176	10401
3	1	1	1	1	8-22	18.00	5.2	120	5259	7859
3	1	1	-1	-1	8-22	18.00	2.8	30	6125	7250
3	1	-1	1	-1	8-22	13.50	5.2	30	6300	8259
3	1	-1	-1	1	8-22	13.50	2.8	120	6534	7709
3	-1	1	1	-1	7-25	18.00	5.2	30	10467	9675
3	-1	1	-1	1	7-25	18.00	2.8	120	9934	9392
3	-1	-1	1	1	7-25	13.50	5.2	120	10601	9142
3	-1	-1	-1	-1	7-25	13.50	2.8	30	11234	10067
3	1.682	0	0	0	9-1	15.75	4.0	75	3959	5034
3	-1.682	0	0	0	7-15	15.75	4.0	75	10201	10309
3	0	1.682	0	0	8-8	19.50	4.0	75	9917	11351
3	0	-1.682	0	0	8-8	12.00	4.0	75	9275	9542
3	0	0	1.682	0	8-8	15.75	6.0	75	10934	11301
3	0	0	-1.682	0	8-8	15.75	2.0	75	8984	9367
3	0	0	0	1.682	8-8	15.75	4.0	150	9617	9275
3	0	0	0	-1.682	8-8	15.75	4.0	0	9850	9900
3	0	0	0	0	8-8	15.75	4.0	75	12342	11267
3	0	0	0	0	8-8	15.75	4.0	75	10717	10817
3	0	0	0	0	8-8	15.75	4.0	75	11517	10167
3	0	0	0	0	8-8	15.75	4.0	75	11234	11217
3	0	0	0	0	8-8	15.75	4.0	75	11709	10684
3	0	0	0	0	8-8	15.75	4.0	75	10959	10867
3	0	0	0	0	8-8	15.75	4.0	75	11134	10942

对回归模型进行统计检验,两年相关系数 R 分别为 0.977 7 和 0.942 9,决定系数 R^2 分别为 0.955 8 和 0.889 1,调整相关系数 R_a 分别为 0.972 3 和 0.928 9。如表 3 所示,两年回归模型的失拟性检验项 P 值分别为 0.194 9 和 0.160 8,回归模型失拟不显著,表明模型的模拟值与实际值拟合较好;模型项 P 值均为 0.000 0,模型回归效果显著,因此模型可以接受,其准确度分别达 97% 和 93%。

表 3 产量回归模型方差分析
Table 3 Variance analysis of the yield regression model

变异来源 Variation source	2022					2023				
	平方和 Quadratic sum	自由度 Degree of freedom	均方 Mean square	F 值 F value	P 值 P value	平方和 Quadratic sum	自由度 Degree of freedom	均方 Mean square	F 值 F value	P 值 P value
回归 Regression	334228047.35	13	25709849.80	91.5261	0.0000	145545491.68	13	11195807.05	33.9117	0.0000
模型 Model	334198260.65	11	30381660.06	108.1575	0.0000	145328623.16	11	13211693.01	40.0177	0.0000
区组 Block	29786.70	2	14893.35	0.0530	0.9484	216868.52	2	108434.26	0.3284	0.7214
残差 Residual	15449608.57	55	280901.97			18158021.28	55	330145.84		
失拟性检验 Misfitting test	11062882.85	35	316082.37	1.4411	0.1949	13202736.13	35	377221.03	1.5225	0.1608
误差 Error	4386725.71	20	219336.29			4955285.14	20	247764.26		
总变异 Total variation	349677655.91	68				163703512.96	68			

对模型中的各项回归系数进行统计检验,剔除 $\alpha=0.1$ 时的不显著项,得到优化后的方程(表 4)。2022 年: $Y_1=11\ 283.34-2\ 148.20X_1-169.16X_2+187.85X_3-172.63X_4-1\ 480.14X_1^2-546.93X_2^2-487.02X_3^2-495.44X_4^2-190.75X_1X_3$ 。2023 年: $Y_2=10\ 834.23-1\ 231.55X_1+184.20X_2+221.27X_3-195.49X_4-1\ 091.78X_1^2-277.39X_2^2-285.70X_3^2-515.57X_4^2+268.54X_1X_3$ 。

2.1.2 主效应分析 由表 4 可知,4 个因子对鲜食大豆产量均有显著影响,其中播期对鲜食大豆产量的影响是极显著的,对鲜食大豆产量有较显著影响的交互作用项为播期和喷施时期。标准回归系数的绝对值大小表示对产量的影响大小,因此各因素对鲜食大豆产量的影响主次顺序依次为,播期(X_1)、喷施时期(X_3)、喷施浓度(X_4)和密度(X_2)。

表 4 回归系数统计检验
Table 4 Statistical test of the regression coefficient

变量 Variable	2022				2023			
	回归系数 Regression coefficient	标准回归系数 Standard regression coefficient	t 值 t value	p 值 p value	回归系数 Regression coefficient	标准回归系数 Standard regression coefficient	t 值 t value	p 值 p value
b_1	-33.0435	-0.0069	0.2114	0.8333	-56.1739	-0.0172	0.3315	0.7415
b_2	17.0000	0.0036	0.1088	0.9138	80.4348	0.0246	0.4747	0.6369
X_1	-2148.2020	-0.7354	25.9451	0.0000	-1231.5451	-0.6161	13.7200	0.0000
X_2	-169.1609	-0.0579	2.0431	0.0459	184.1980	0.0922	2.0521	0.0449
X_3	187.8470	0.0643	2.2687	0.0272	221.2735	0.1107	2.4651	0.0168
X_4	-172.6348	-0.0591	2.0850	0.0417	-195.4927	-0.0978	2.1779	0.0337

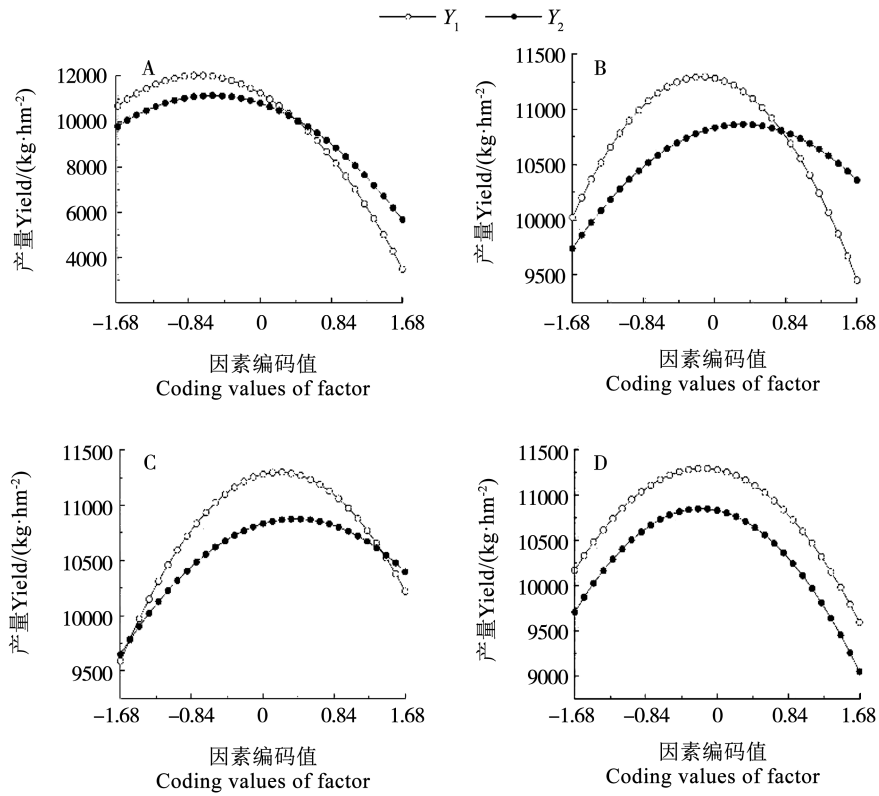
表 4(续)

变量 Variable	2022				2023			
	回归系数	标准回归系数	<i>t</i> 值	<i>p</i> 值	回归系数	标准回归系数	<i>t</i> 值	<i>p</i> 值
	Regression coefficient	Standard regression coefficient	<i>t</i> value	<i>p</i> value	Regression coefficient	Standard regression coefficient	<i>t</i> value	<i>p</i> value
$X_1 \times X_1$	-1480.1405	-0.5466	19.2847	0.0000	-1091.7784	-0.5893	13.1211	0.0000
$X_2 \times X_2$	-546.9306	-0.2020	7.1259	0.0000	-277.3921	-0.1497	3.3337	0.0015
$X_3 \times X_3$	-487.0180	-0.1799	6.3453	0.0000	-285.6985	-0.1542	3.4335	0.0011
$X_4 \times X_4$	-495.4423	-0.1830	6.4551	0.0000	-515.5694	-0.2783	6.1962	0.0000
$X_1 \times X_2$	106.0000	0.0278	0.9798	0.3315	21.2083	0.0081	0.1808	0.8572
$X_1 \times X_3$	-190.7500	-0.0500	1.7632	0.0834	268.5417	0.1028	2.2896	0.0259
$X_1 \times X_4$	126.0833	0.0330	1.1654	0.2489	132.2917	0.0507	1.1279	0.2642

2.2 单因素效应分析

采用“降维法”对各因素进行单因素效应分析,将模型中4个因素中的其他3个因素固定在0水平,得到关于 X_1 、 X_2 、 X_3 、 X_4 的4组8个一元二次方程,按方程作图(图1)。由图1可以看出,播期、密

度、喷施时期、喷施浓度与两年鲜食大豆产量的关系均呈开口向下的抛物线,说明播期、喷施时期过早或过晚,密度、喷施浓度过大或过小都会对鲜食大豆产量造成影响,且两年数据趋势一致,即随着因子的增大,产量先增大后减小。



注: A. 播期;B. 密度;C. 喷施时期;D. 喷施浓度。
Note: A. Sowing date; B. Density; C. Spray stages; D. Spray concentration.

图 1 单因素对产量的影响
Fig. 1 Effect of single factor on yield

2.3 因素的交互作用效应分析

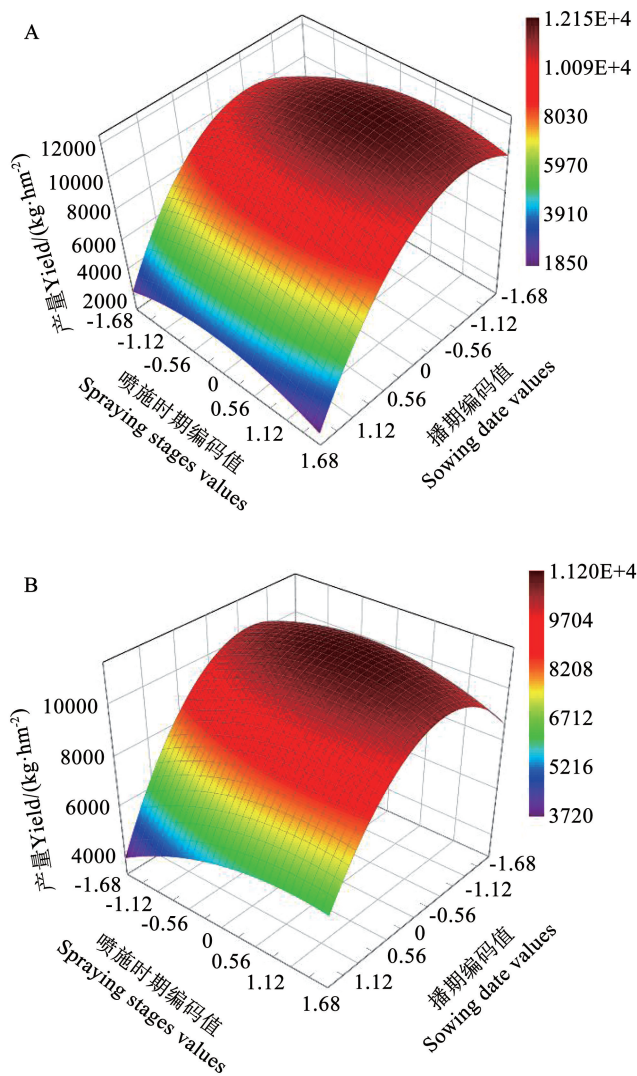
鲜食大豆产量是多因素共同作用的结果,由表4可知,对鲜食大豆产量有较显著影响的交互作用项为

播期与喷施时期,采用“降维法”将模型中4个因素中的其他两个因素固定在0水平,可以得到关于其他两个因素的交互作用回归子模型。2022年: $Y_1 =$

11 283.34 - 2 148.20 X_1 + 187.85 X_3 - 1 480.14 X_1^2 - 487.02 X_3^2 - 190.75 X_1X_3 。2023 年: $Y_2 = 10\,834.23 - 1\,231.55X_1 + 221.27X_3 - 1\,091.78X_1^2 - 285.70X_3^2 + 268.54X_1X_3$ 。

两年播期与喷施时期对鲜食大豆产量的互作效应三维曲面图如图 2 所示:当播期处于中低水平

时,两年鲜食大豆产量均最高,且在该试验条件下,相对于喷施时期,播期对鲜食大豆产量的影响更大;当一个因子水平一定时,随着另一个因子水平的增加,两年鲜食大豆产量均呈现先增加后减少的趋势。综上可知,适宜的播期和喷施时期均可提高鲜食大豆的产量,否则会抑制鲜食大豆产量。



注: A. 2022 年; B. 2023 年。
Note: A. 2022; B. 2023.

图 2 播期与喷施时期的交互作用分析

Fig.2 Sowing date and spraying stages interaction analysis

2.4 高产数学模型最优方案分析

栽培因子合理的取值是鲜食大豆高产的关键,经 DPS 软件模拟得到:在该试验范围内,2022 年鲜食大豆最高产量为 12 146.25 kg·hm⁻²,对应的组合方案为,播期 7 月 29 日,密度 15.41 万株·hm⁻²,喷施时期 4.41 叶期,喷施浓度 67.16 mg·kg⁻¹;2023 年鲜食大豆最高产量为 11 235.17 kg·hm⁻²,对应的组合方案为,播期 7 月 31 日,密度 16.49 万株·hm⁻²,喷

施时期 4.16 叶期,喷施浓度 66.47 mg·kg⁻¹。采用统计学方法对 625 个方案进行模拟寻优,2022 年、2023 年产量高于 10 500 kg·hm⁻²的方案分别有 41 和 14 个,频率分析如表 5 所示。通过综合计算两年数据可以得出,播期为 7 月 26 - 30 日,密度为 16 万株·hm⁻²,烯效唑喷施时期为 4 ~ 5 叶期,喷施浓度为 55.69 ~ 75.03 mg·kg⁻¹时,鲜食大豆产量有 95% 的概率大于 10 500 kg·hm⁻²。

3 讨论

在作物生产中,栽培措施的优化和化控技术的应用能促进植株生长,协调不同器官间的养分分配状况,提高对环境的适应性,进而增加作物产量^[11-13]。田志会等^[14]通过分期播种试验表明,适期早播可延长夏大豆生育期,增加生育期间有效积温,对夏大豆植株农艺性状和产量性状有明显改善,提高收获指数。本研究表明,早播易造成衢鲜 8 号营养生长过旺,株高明显增高,后期易发生倒伏,影响收获指数。同时单因素分析发现,播期和密度与鲜食大豆产量的关系均呈开口向下的抛物线,8 月 8 日前播种,鲜食大豆产量先增加后减少,但基本维持在一个较高水平,随着播期推迟,大豆营养生长期明显缩短,更快进入生殖生长,干物质积累过少,产量呈现较大幅度的下降,达极显著水平。本研究中播期是影响产量的最主要因素,适期播种(7 月 26—30 日)更有利于产量的提高,这与李灿东、高永刚、孙国伟等^[15-17]的研究结果一致。

闫艳红等^[18]以贡选 1 号为试材,研究表明叶面喷施烯效唑能通过改善大豆叶片碳氮代谢水平,增加大豆有效荚数、干物质积累量和百粒重,有效提高产量和品质。本研究发现烯效唑喷施时期和喷施浓度亦能影响鲜食大豆产量,且与产量的关系均呈开口向下的抛物线,说明喷施时期、喷施浓度过大或过小都会对鲜食大豆产量造成影响,烯效唑喷施时期为 4~5 叶期,喷施浓度为 55.69~75.03 mg·kg⁻¹时,有助于产量的提高,这与曾红等^[19]的研究结果一致。由于烯效唑对大豆的抑制具有时效性^[20],本研究设计大豆整个生育期仅喷施 1 次烯效唑,未考虑烯效唑的时效性等问题,有待于进一步研究。

4 结论

本研究以鲜食大豆品种衢鲜 8 号为试验材料,得到鲜食大豆高产优化数学回归模型: $Y_1 = 11\,283.34 - 2\,148.20X_1 - 169.16X_2 + 187.85X_3 - 172.63X_4 - 1\,480.14X_1^2 - 546.93X_2^2 - 487.02X_3^2 - 495.44X_4^2 - 190.75X_1X_3$ 和 $Y_2 = 10\,834.23 - 1\,231.55X_1 + 184.20X_2 + 221.27X_3 - 195.49X_4 - 1\,091.78X_1^2 - 277.39X_2^2 - 285.70X_3^2 - 515.57X_4^2 + 268.54X_1X_3$,在试验范围内可以较准确地预测鲜食

大豆的产量。栽培因子播期、密度、烯效唑喷施时期和喷施浓度与鲜食大豆产量的关系均呈开口向下的抛物线,说明播期、喷施时期过早或过晚,密度、喷施浓度过大或过小都会对鲜食大豆产量造成影响,且各因素对鲜食大豆产量的影响主次顺序依次为:播期、喷施时期、喷施浓度、密度。播期与喷施时期交互作用对鲜食大豆产量有显著影响。综合两年数据可得,播期为 7 月 26—30 日,密度为 16 万株·hm⁻²,烯效唑喷施时期为 4~5 叶期,喷施浓度为 55.69~75.03 mg·kg⁻¹,此时鲜食大豆产量有 95% 的概率大于 10 500 kg·hm⁻²。

参考文献

[1] 李瑞东,徐彩龙,尹阳阳,等. 增密对少分枝大豆品种光合特性和产量形成的影响[J]. 大豆科学, 2021, 40(5): 633-642.
LI R D, XU C L, YIN Y Y, et al. Effects of close planting on photosynthetic characteristics and yield of less branched soybean varieties[J]. Soybean Science, 2021, 40(5): 633-642.

[2] 雷俊,汪寿根,邵晓伟,等. 秋季鲜食大豆新品种衢鲜 8 号的选育及栽培技术[J]. 大豆科学, 2020, 39(6): 978-980.
LEI J, WANG S G, SHAO X W, et al. Breeding of new autumn vegetable soybean cultivar Quxian 8 and cultivation techniques [J]. Soybean Science, 2020, 39(6): 978-980.

[3] 胡国玉,李杰坤,黄志平,等. 不同结荚习性夏大豆种质的农艺表现及其与产量的相关分析[J]. 植物遗传资源学报, 2014, 15(2): 417-422.
HU G Y, LI J K, HUANG Z P, et al. Agronomic characters and their correlations with yield in summer soybean varieties of different growth habit [J]. Journal of Plant Genetic Resources, 2014, 15 (2): 417-422.

[4] 于国宜. 不同结荚习性大豆品种主要农艺性状与产量的关系 [D]. 合肥: 安徽农业大学, 2015.
YU G Y. Relationship between main agronomic characters and yield of soybean varieties with different pod-setting habits [D]. Hefei: Anhui Agricultural University, 2015.

[5] 王蓓蓓. 磷酸二铵对不同结荚习性大豆农艺和生理性状的影响 [D]. 沈阳: 沈阳农业大学, 2016.
WANG B L. Effects of diammonium phosphate on agronomic and physiological characters of soybean with different pod-setting habits [D]. Shenyang: Shenyang Agricultural University, 2016.

[6] 王乐政, 华方静, 曹鹏鹏, 等. 不同播期夏大豆的产量、光合特性和气象因子效应研究[J]. 中国油料作物学报, 2019, 41 (5): 750-757.
WANG L Z, HUA F J, CAO P P, et al. Effect of sowing date and climatic factor on yield and photosynthetic characteristics summer soybean [J]. Chinese Journal of Oil Crop Sciences, 2019, 41 (5): 750-757.

- [7] 张志国, 高峰, 高永刚, 等. 播期对大豆生长状况及产量的影响[J]. 中国农学通报, 2017, 33(7): 22-26.
ZHANG Z G, GAO F, GAO Y G, et al. Effect of sowing date on soybean growth and yield [J]. Chinese Agricultural Science Bulletin, 2017, 33(7): 22-26.
- [8] 马兆惠, 车仁君, 王海英, 等. 种植密度和种植方式对超高产大豆根系形态和活力的影响[J]. 中国农业科学, 2015, 48(6): 1084-1094.
MA Z H, CHE R J, WANG H Y, et al. Effect of different seeding rates and planting patterns on root morphological traits and root vigor of super-high-yield soybean cultivars [J]. Scientia Agricultura Sinica, 2015, 48(6): 1084-1094.
- [9] 张瑞朋, 付连舜, 佟斌, 等. 密度及行距对不同大豆品种农艺性状及产量的影响[J]. 大豆科学, 2015, 34(1): 52-55.
ZHANG R P, FU L S, TONG B, et al. Effect of plant density and row spacing on agronomic characteristics and yield for different soybeans[J]. Soybean Science, 2015, 34(1): 52-55.
- [10] 罗凯, 谢琛, 汪锦, 等. 外源喷施植物生长调节剂对套作大豆碳氮代谢和花荚脱落的影响[J]. 作物学报, 2021, 47(4): 752-760.
LUO K, XIE C, WANG J, et al. Effect of exogenous plant growth regulators on carbon-nitrogen metabolism and flower-pod abscission of relay strip intercropping soybean[J]. Acta Agronomica Sinica, 2021, 47(4): 752-760.
- [11] 胡志辉, 汪艳杰, 陈禅友. 喷施细胞分裂素对豇豆花荚脱落率及花荚酶活性的影响[J]. 植物科学学报, 2016, 34(3): 439-445.
HU Z H, WANG Y J, CHEN S Y. Effects of spraying cytokinin on abscission rate and enzymic activity of flowers and pods of cowpea[J]. Plant Science Journal, 2016, 34(3): 439-445.
- [12] 万燕, 闫艳红, 杨文钰. 不同氮肥水平下叶面喷施烯效唑对套作大豆生长和氮代谢的影响[J]. 浙江大学学报(农业与生命科学版), 2012, 38(2): 185-196.
WAN Y, YAN Y H, YANG W Y. Effects of foliar spraying uniconazole on growth and nitrogen metabolism of relay strip intercropping soybean under different nitrogen levels[J]. Journal of Zhejiang University (Agriculture & Life Sciences), 2012, 38(2): 185-196.
- [13] 蒋利, 雍太文, 张群, 等. 种植模式和施氮水平对大豆花荚脱落及产量的影响[J]. 大豆科学, 2015, 34(5): 843-849.
JIANG L, YONG T W, ZHANG Q, et al. Effect of different planting patterns and N application rates on abscission of flower and pod of soybean and yield[J]. Soybean Science, 2015, 34(5): 843-849.
- [14] 田志会, 陈学珍, 谢皓, 等. 北京地区夏大豆农艺性状与气象条件关系初探[J]. 中国生态农业学报, 2003, 11(4): 15-17.
TIAN Z H, CHEN X Z, XIE H, et al. The initial study of the relationship between meteorological factors and agronomic characters of soybean in Beijing area[J]. Chinese Journal of Eco-Agriculture, 2003, 11(4): 15-17.
- [15] 李灿东, 郭泰, 王志新, 等. 播期对耐密植大豆品种主要农艺性状及产量的影响[J]. 中国农学通报, 2016, 32(3): 39-42.
LI C D, GUO T, WANG Z X, et al. Effects of different sowing dates on main agronomic traits and yield of close planting soybean cultivars[J]. Chinese Agricultural Science Bulletin, 2016, 32(3): 39-42.
- [16] 高永刚, 高明, 杨晓强, 等. 播期对大豆开花期和鼓粒期叶片光合特性及产量的影响[J]. 大豆科学, 2020, 39(2): 227-234.
GAO Y G, GAO M, YANG X Q, et al. Effects of sowing date on photosynthetic characteristics of leaves in flowering and bulking stage and yield of soybean[J]. Soybean Science, 2020, 39(2): 227-234.
- [17] 孙国伟, 付连舜, 张凤路, 等. 播期及密度对不同大豆品种农艺性状及产量的影响[J]. 大豆科学, 2016, 35(3): 423-427.
SUN G W, FU L S, ZHANG F L, et al. Effects of sowing date and plant density on agronomic traits and yield for different soybeans[J]. Soybean Science, 2016, 35(3): 423-427.
- [18] 闫艳红, 万燕, 杨文钰, 等. 叶面喷施烯效唑对套作大豆花后碳氮代谢及产量的影响[J]. 大豆科学, 2015, 34(1): 75-81.
YANY H, WAN Y, YANG W Y, et al. Effect of spraying uniconazole on carbon and nitrogen metabolism and yield of relay strip intercropping soybean[J]. Soybean Science, 2015, 34(1): 75-81.
- [19] 曾红, 王小春, 陈国鹏, 等. 喷施烯效唑对玉米-大豆套作群体株型及产量的影响[J]. 核农学报, 2016, 30(7): 1420-1426.
ZENG H, WANG X C, CHEN G P, et al. Effects of spraying uniconazole on morphological and yield of groups in maize-soybean strip intercropping system [J]. Journal of Nuclear Agricultural Sciences, 2016, 30(7): 1420-1426.
- [20] 韩毅强, 石英, 高亚梅, 等. 赤霉素及烯效唑对大豆形态、光合生理及产量的影响[J]. 中国油料作物学报, 2018, 40(6): 820-827.
HAN Y Q, SHI Y, GAO Y M, et al. Effects of gibberellins and uniconazole on morphology, photosynthetic physiology and yield of soybean[J]. Chinese Journal of Oil Crop Sciences, 2018, 40(6): 820-827.