

湖南春大豆高产综合技术研究 及其利用开发*

赵政文 马继凤

刘厚敖

(湖南省作物研究所)

(湖南省粮油局)

摘 要

本研究以优良品种为材料,采用五元二次正交回归旋转组合设计,通过田间测定参数,对密度(X_1)和氮(X_2)、磷(X_3)、钾(X_4)、硼(X_5)施用量与产量的关系,以及双因素互作的产量效应进行了探讨,研究结果表明:(1)湖南近年育成的春大豆新品种均具有亩产180~230kg的生产潜力;(2)大豆最佳种植密度因品种特性和土壤肥力的不同而有较大差异,一般为2.4~3.6万株;(3)不论稻田或旱土施用氮肥均有明显的增产效果,施用量为每亩5.0~20.0kg;(4)施用磷、钾、硼肥均有一定增产作用,每亩用量分别为过磷酸钙25.0~50.0kg、氯化钾7.5~22.5kg、硼砂0.4~0.8kg;(5)提出了以优良品种为中心的高产综合农艺模式,经大面积示范、推广、高产综合农艺模式亩产130.2~180.0kg,比对照(常规栽培)增产22.78%~73.1%。

关键词 南方春大豆;高产栽培模式;示范推广

湖南大豆栽培历史悠久,但由于大豆为小作物,加上人们的传统观念,一直认为大豆是不要施肥的作物,因此,长期以来大豆栽培处于落后状况,其表现:一是品种老化、据不完全统计,到1986年褐皮豆、牛皮豆、六月爆、八月黄等地方品种的种植面积仍占40%左右;二是耕作粗放,不补苗、不间苗,往往出现拉拉稀和苗挤苗现象,使群体和个体得不到协调发展,因而严重影响产量的提高;三是投入少,农民种大豆基本不施肥,不治虫。针对湖南大豆生产存在的问题,我们于1987年运用农业系统工程学原理与方法,对春大豆,通过田间测定参数,利用电子计算机进行数据储存、计算、模拟与综合选优的方法,建立可调的最佳栽培技术组合,以实现各技术单元间的总体最大互作正效应,从而达到优质、高产、

* 参加试验的有柳庆芳、马志国、颜惠平、彭先兆、胡道清、宋祥呈、杜桂浓、卢丽秋等同志。

本文于1991年1月15日收到。 This paper was received on Jan. 15, 1991. --

低耗、预测预控的目的。

试验设计与供试品种

试验采用五元二次正交回归旋转组合设计,设密度、尿素、过磷酸钙、氯化钾和硼肥五个因素;每个因素设五个水平(表1)。田间小区排列按统一实施方案进行,试验共36个处理组合,1~26号处理组合随机排列,27~36号处理组合均匀设置,小区长6.67米、宽2米。密度处理均为穴播,穴行距因密度不同而异。磷、钾、硼肥作基肥,由湖南省作物研究所统一供应。尿素作追肥,在三片复叶全展时一次追肥。

表1 因素水平线性编码表

Table 1 Level of factors and linear code

因素 Factors	间距 Class interval	水平与线性编码(r=2,n=36,mc=16,mr=10,m0=10)				
		Level and linear code				
		-2	-1	0	1	2
X ₁ 密度(株/亩) Density(plants/mu)	4000	24000	28000	32000	36000	40000
X ₂ 尿素(kg/亩) Urea(kg/mu)	5	0	5	10	15	20
X ₃ 过磷酸钙(kg/亩) Calcium superphosphate(kg/mu)	12.5	0	12.5	25.0	37.5	50.0
X ₄ 氯化钾(kg/亩) Potassium chloride(kg/mu)	7.5	0	7.5	15.0	22.5	30.0
X ₅ 硼砂(kg/mu) Borax(kg/mu)	0.2	0	0.2	0.4	0.6	0.8

试验结果采用多元二次回归模型进行分析,其回归模型为:

$$\hat{y} = b_0 + \sum_{j=1}^m b_j X_j + \sum_{i < j} b_{ij} X_i + \sum_{j=1}^m b_{ij} X_j^2 \pm \epsilon \quad (i, j \leq 1, 2, 3, \dots, m)$$

供试品种:从生产实际出发,各试点均以当地的主栽品种,或适宜当地栽培的新品种为材料。临湘县原种场(临湘点)以湘春豆10号为供试品种;衡阳市郊区农业局(衡阳点)、华容县农科所(华容点)和湖南省作物研究所(长沙点)1987、1988两年的试验以湘春豆11号为材料;慈利旱科所(慈利点)和长沙点1989年的试验以湘春豆13号为供试品种。

试验结果与分析

(一)大豆产量数学模型整体效应的分析

经过1987~1989三年研究,在五个不同试点共获得产量的二次回归方程15个,基本代表湘南、湘中、湘北不同生态条件的大豆栽培。为便于分析,将达0.05以上显著水平的

部分数学模型系数列于表 2。各试点大豆产量全回归方程的复相关系数在 0.795~0.989

表 2 部分试点大豆产量回归方程

Table 2 Regression equations of the yield at some locations

系数 \ 试点 项目	长沙点 (1987年) Changsha	慈利点 (1988年) Cili	衡阳点 (1988年) Hengyang	临湘点 (1988年) Linxiang	华容点 (1988年) Huarong	长沙点 (1989年) Changsha
b_0	134.90	149.65	208.66	150.38	147.47	142.36
X_1	9.04	2.29	-9.56	0.62	-5.62	3.14
X_2	11.78	-0.37	2.27	6.40	-3.54	9.04
X_3	0.68	1.96	0.81	-0.21	0.21	0.23
X_4	0.81	-3.46	-0.56	-3.96	-3.54	2.83
X_5	1.64	2.75	3.02	1.04	1.88	2.27
X_{12}	2.37	-5.87	-1.41	-2.19	2.81	-1.38
X_{13}	0.31	1.44	-0.28	5.31	1.56	0.64
X_{14}	4.33	0.87	-0.59	1.56	0.94	1.56
X_{15}	1.18	-0.44	-0.16	-0.94	1.56	-1.00
X_{23}	0.64	2.37	-0.16	-1.56	-2.81	-2.15
X_{24}	12.75	0.19	0.78	-0.31	1.56	0.01
X_{25}	0.07	-1.25	-1.03	4.69	-3.44	0.99
X_{34}	0.38	2.25	1.03	0.94	-0.31	-0.74
X_{35}	1.04	2.81	-1.03	-0.31	-2.81	1.55
X_{45}	-1.18	0.75	-0.59	2.19	1.56	-0.95
X_1^2	-2.91	-2.73	-5.31	-4.95	-0.57	1.66
X_2^2	-1.32	2.42	4.32	-1.20	-4.95	0.49
X_3^2	2.54	3.89	0.13	-1.20	0.05	2.69
X_4^2	2.47	0.67	-2.87	-3.07	0.85	2.32
X_5^2	1.26	0.58	0.69	1.93	-4.32	1.97
F 值	10.27	2.794	6.48	2.83	2.71	7.34
显著性 Significance	0.01	0.05	0.01	0.05	0.05	0.01
复相关系数 Multiple Correlation	0.824	0.795	0.825	0.852	0.841	0.876
误差 Error	21.74	14.4	12.8	12.8	13.1	10.5

之间,经统计分析试验精确度均在 95%以上,结果表明采用二次回归正交旋转设计组合试验,研究大豆产量函数模型,设计合理,可行性强,在田间试验精确度高的情况下,所产

生的数学模型预报准确,能有效地模拟和控制大豆栽培的生产条件,获得优质、高产、低耗的效果。

(二)一次项效应的分析

1. 密度与产量的关系

当分析密度(X_1)和产量(\hat{Y}_{x_1})关系时,把 X_2, X_3, X_4, X_5 均固定为零水平,得 X_1 偏回归解析子模型:

长沙点: $\hat{Y}_{x_1} = 134.90 + 9.04X_1 - 2.91X_1^2$ (1987年)

慈利点: $\hat{Y}_{x_1} = 149.65 + 2.29X_1 - 2.73X_1^2$

衡阳点: $\hat{Y}_{x_1} = 208.66 - 9.56X_1 - 5.31X_1^2$

临湘点: $\hat{Y}_{x_1} = 150.33 + 0.62X_1 - 4.95X_1^2$

华容点: $\hat{Y}_{x_1} = 147.47 + 5.62X_1 - 0.57X_1^2$

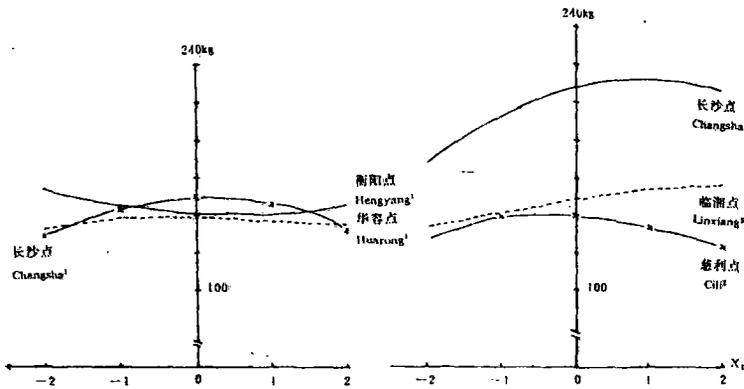


图 1 密度对产量的效应

Fig. 1 Effects of plant density on the soybean yield (kg)

- 1. 湘春豆 11 号 Xiang spring soybean No. 11
- 2. 湘春豆 13 号 Xiang spring soybean No. 13
- 3. 湘春豆 10 号 Xiang spring soybean No. 10

把 X_1 不同水平值代入以上模型,从图 1、2 看出。多数试验点不同品种密度和产量抛物线关系,只是不同地点品种决定产量高低的密度幅度有一定差别。如长沙点湘春豆 11 号从 2 到 1 水平范围产量随密度增加而增加,从 1 到 2 水平则随密度增加产量下降。而衡阳点产量高峰出现在 -1 水平,临湘点的湘豆 10 号产量高峰出现在 0 水平。小于或大于 0 水平,均表现减产。这些差别主要是土壤种类和肥力不同所致。如华容、衡阳冲积稻田土肥力高密度要小,而长沙点为红壤土肥力低密度要大。因此,春大豆不同地区不同品种要获得高产必须根据土壤类型和肥力来确定密度,上述模型就提供了选择范围。

2. 氮肥与产量的关系

将 X_1, X_3, X_4, X_5 均固定为零水平,得 X_2 的解析模型。

长沙点: $\hat{Y}_{X_2} = 134.90 + 11.78X_2 - 1.32X_2^2$ (1987年)

临湘点: $\hat{Y}_{X_2} = 150.38 + 6.40X_2 - 1.2X_2^2$

慈利点: $\hat{Y}_{X_2} = 149.65 - 0.37X_2 - 2.42X_2^2$

把 X_2 不同水平值代入以上模型,其结果表明,氮肥对产量的影响因试验点土壤肥力不同而异,长沙、临湘两点在 $-2 \leq X_1 \leq 2$ 范围内,产量随尿素施用量的增加而增加;华容、慈利两点产量,随着施氮水平而增加,超过一定施氮量反而减产。

对氮肥主效应分别求一阶导数 $(\frac{\partial Y}{\partial X_1} = b_1 + 2b_2 X_1)$ 可探讨产量随各水平值变化的增减速率。从图 2 看出,在 $-2 \leq X_1 \leq 2$ 的范围内,长沙、临湘两点的增产速率随尿素施用量的增加而逐步减少,但不论哪个水平值均为正值;慈利、华容两点在一定水平值为正值,超过一定水平值以后则为负值,说明不同地点施氮肥的经济效果是不同的。

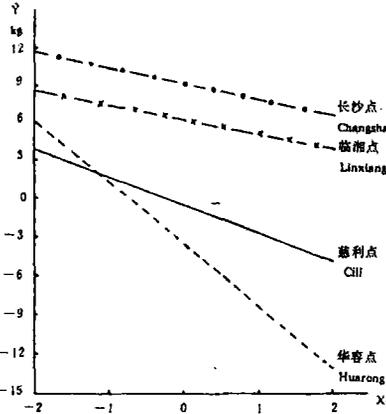


图 2 氮肥在不同水平下的增产速率

Fig. 2 The rates for yield increase at different levels of urea application

3. 磷肥与产量的关系

将 X_1, X_2, X_4, X_5 自变量固定为零水平,得出 X_3 偏回归子模型:

长沙点: $\hat{Y}X_3 = 134.90 + 0.68X_3 + 2.54X_3^2$ (1987年)

衡阳点: $\hat{Y}X_3 = 208.66 + 0.81X_3 + 0.13X_3^2$

临湘点: $\hat{Y}X_3 = 150.38 + 0.21X_3 - 1.21X_3^2$

华容点: $\hat{Y}X_3 = 147.47 + 0.21X_3 + 0.05X_3^2$

慈利点: $\hat{Y}X_3 = 149.65 + 1.96X_3 + 3.89X_3^2$

若令 $\frac{dy}{dx_1} = 0$ (1) 则 $b_1 + 2b_2 X_1 = 0$

按以上公式分别求出各试点 X_3 的极值点(表 3)。

从以上子模型和表 3 看出,长沙、衡阳、华容、慈利四点的二次项均为正值,说明有极小值,结果表明,在这四个点磷肥施用量要达到一定水平才有增产效果,临湘点二次项为负值,说明有极大值,表明磷肥的施用量最多每亩不超过 26.7kg。

4. 钾肥与产量的关系

对表 2 中模型系数采用降维法,将 X_1, X_2, X_3, X_5 四个自变量均固定为零水平,导出 X_4 偏回归子模型如下:

长沙点: $\hat{Y}X_4 = 134.90 + 0.80X_4 + 1.48X_4^2$ (1987年)

衡阳点: $\hat{Y}X_4 = 208.66 - 0.56X_4 - 2.87X_4^2$

临湘点: $\hat{Y}X_4 = 150.38 - 3.96X_4 - 3.07X_4^2$

华容点: $\hat{Y}X_4 = 147.47 + 3.54X_4 + 0.85X_4^2$

按(1)式对以上子模型分别求出 X_4 的极值点。

长沙、华容两点的二次项均为正值, 说明有极小值, 同时也表明钾肥的施用量要达到一定水平值以后才有增产效果。临湘、衡阳两点的二次项均为负值, 说明有极大值; 表明在一定水平值内施用钾肥有增产作用, 超过一定水平以后则施钾无效。

表3 不同地点施磷、钾、硼肥的极值与其相当于亩施用量

Table 3 X of applied P, K B at different location and them correspond to applied kg/mu

试验点	X_2	过磷酸钙 kg/亩	X_4	氯化钾 kg/亩	X_5	硼 kg/亩
长沙	0.13	26.6	0.27	17.0	0.65	0.53
衡阳	0.21	27.6	0.10	15.8	2.19	0.84
临湘	0.09	26.7	0.64	19.8	0.27	0.45
华容	2.08	51.3	2.08	50.6	—	—
慈利	0.25	28.1	—	—	2.37	0.87

5. 硼肥与产量的关系

对表2中模型系数采用降维法, 将 X_1, X_2, X_3, X_4 四个自变量均固定为零水平, 导出 X_5 偏回归子模型如下:

长沙点: $\hat{Y}X_5 = 134.90 + 1.65X_5 + 1.26X_5^2$ (1987年)

$\hat{Y}X_5 = 142.36 + 1.97X_5 + 3.27X_5^2$ (1989年)

衡阳点: $\hat{Y}X_5 = 208.66 + 0.20X_5 + 0.69X_5^2$

临湘点: $\hat{Y}X_5 = 150.38 + 1.04X_5 + 1.93X_5^2$

慈利点: $\hat{Y}X_5 = 149.65 + 2.75X_5 + 0.58X_5^2$

按(1)式对以上子模型分别求出 X_5 的极值点(表3)。

表3中各点的二次项均为正值, 说明有极小值, 同时也表明硼肥的施用量要达到一定水平值以后才有增产效果。对 X_4 分别求一阶导数计算不同水平下硼肥的边际产量, 结果表明各点施用硼肥均有一定增产作用(表4)。

(三)二次项效应的分析

1. 密度和氮肥互作与产量的关系

对表2中长沙、慈利两点的模型系数采用降维法可分别得到以下解析子模型:

长沙点: $\hat{Y}X_{1,2} = 134.90 + 9.04X_1 + 11.78X_2 + 2.37X_{12} - 2.91X_1^2 - 1.32X_2^2$

慈利点: $\hat{Y}X_{1,2} = 149.65 + 2.29X_1 - 0.37X_2 - 5.87X_{12} - 2.73X_1^2 - 1.32X_2^2$

将不同水平值代入以上模型计算出不同水平的产量效应列于表4。从表4可以看出, 密度与氮肥之间有明显的交互作用, 其互作效应的大小与变化趋势又因品种特性与种植地点不同而异。以主茎结荚为主的湘春豆11号密植必须配合施用足够的氮肥才有明显的增产作用; 如果密度不够, 尽管施用大量氮肥, 增产幅度也不大; 同样, 如果氮肥不足, 加大

表4 施用硼肥的边际产量

Table 4 Boundary yields of soybean by application of Borax

试 点 Location	编 码 Coding				
	-2	-1	0	1	2
长沙点(1987年) Changsha	-0.87	0.39	1.65	2.91	4.17
长沙点(1989年) Changsha	-4.57	-1.30	1.97	5.24	8.51
衡阳点 Hengyang	1.64	2.33	3.02	3.71	4.40
临湘点 Linxiang	-2.82	-0.89	1.02	2.95	4.88
慈利点 Cili	1.59	2.17	2.75	3.33	3.91

表5 密度和氮肥互作与产量的关系

Table 5 Relationship between the soybean yield and interaction of plant density and nitrogen fertilizer application

试 点 Location	X ₁	X ₂	氮 肥 Urea					\bar{X}	S _e	CV (%)
			-2	-1	0	1	2			
长沙点 Changsha	密 度 Density	-2	85.8	102.6	114.2	128.4	139.9	114.18	21.23	18.59
		-1	98.8	112.2	123.0	131.0	136.5	120.30	15.10	12.55
		0	106.0	121.8	134.9	145.4	153.2	132.26	18.82	14.23
		1	107.4	125.6	141.0	153.9	164.0	138.38	22.51	16.27
		2	103.0	123.5	141.3	156.5	169.1	138.68	26.24	18.92
		\bar{X}		100.20	117.14	130.88	143.04	152.52		
S _e			8.70	9.61	11.91	12.88	14.32			
CV (%)			8.68	8.20	9.10	9.00	9.39			
慈利点 Cili	密 度 Density	-2	101.7	125.8	134.2	143.1	157.9	132.54	20.94	15.80
		-1	124.0	136.7	144.6	147.7	158.5	142.30	12.88	9.05
		0	139.2	144.1	149.7	146.9	143.3	144.64	3.95	2.73
		1	152.0	153.0	149.2	140.6	128.8	144.72	10.15	7.02
		2	157.9	158.5	143.3	128.8	109.4	139.58	20.82	14.92
		\bar{X}		134.96	143.62	144.20	141.02	139.58		
S _e			22.70	12.99	6.25	7.56	20.82			
CV (%)			16.82	9.04	4.33	5.36	14.92			

种植密度也不能获得高产。除品种特性以外,可能还与土壤肥力较低有关,幼苗初期生长,

氮素不足不能形成足够的绿色体,因而降低对光能的截获和利用。主茎与分枝结荚并茂的湘春豆13号,种植密度较小时,产量随着施氮量的增加而增加,如果密度较大,随着施氮量的增加,产量反而下降。

2. 氮肥和磷、钾、硼互动与产量的关系

氮肥与磷、钾、硼肥交互效应对大豆产量均有一定影响,产量有随氮、磷施用量增加而增加的趋势,以长沙点1987年的试验为例,氮、磷同时处于2水平的亩产167.3kg,比同时处于-2、-1、0和1水平的分别增产48.98%、34.59%、24.02%和12.06%;在低氮水平时,氮、钾交互作用不明显,在高氮高钾水平时,产量有随氮、钾肥增加而增加的趋势;氮肥与硼肥互作的产量效应跟氮肥与钾肥相反,在低氮水平时,氮、硼的交互作用较为明显。

(四) 仿真试验的模拟

根据产量的回归方程,用电子计算机进行模拟分析的结果:

1. 衡阳点湘春豆11号亩产220~230kg的高产模型808套,占模拟方案的25.8%,相应的农艺措施为每亩密度2.4~3.2万株,施尿素20.0kg、过磷酸钙25.0~37.5kg、氯化钾15.0~22.5kg、硼砂0.6~0.8kg。

2. 华容点湘春豆11号亩产180~200kg的高产模型31套,约为模拟方案的1%,相应的农艺措施是:每亩密度2.4~2.8万株,施尿素5.0~10.0kg、过磷酸钙25.0~37.5kg,氯化钾7.5kg、硼砂0.4kg。

3. 临湘点湘春豆10号亩产180~220kg的高产模型280套,占模拟方案的8.96%,其相应的农艺措施为每亩密度3.2~3.6万株,施尿素15.0~20.0kg、过磷酸钙37.5~50.0kg、氯化钾7.5kg、硼砂0.6~0.8kg。

4. 慈利点湘春豆13号亩产180~220kg的高产模拟方案88套,占模拟方案的2.62%,相应的农艺措施为每亩密度3.2~3.6万株,施尿素10.0kg、过磷酸钙37.5~50.0kg、氯化钾7.5kg、硼砂0.6~0.8kg。

5. 长沙点湘春豆11号亩产180~230kg的模型266套,占模拟方案的8.25%,相应的农艺措施为每亩密度3.2~3.6万株,施尿素15.0~20.0kg、过磷酸钙25.0~30.0kg、氯化钾10.0~15.0kg、硼砂0.6~0.8kg。湘春豆13号亩产180~220kg的模型565套,占模拟方案的17.52%,相应的农艺措施为每亩密度2.4~4.0万株(2.4万株的出现频率为22.9%,4.0万株的出现频率为52.0%),施尿素15.0~20.0kg、过磷酸钙30.0kg、氯化钾15.0kg、硼砂0.4~0.6kg。

高产综合农艺模式的应用开发

根据1987年试验结果,初步提出了春大豆高产综合农艺模式,1988年边试验边示范,在临湘、沅陵、澧县、衡阳等县市共示范种植9305亩,以矮脚早与当地种植的其它品种、习惯栽培(即不间苗,很少追肥或不追肥)为对照(以下简称对照),根据多点多个农户的抽样测产(各年相同),高产综合农艺模式亩产130.6~180.0kg,比对照增产29.88~

73.1%；全省平均亩产152.7kg*；比对照增产44.6%。1989年根据1988年试验、示范结果，提出了适合湖南不同地区栽培的高产综合农艺模式，在临湘、沅陵、慈利、南县、桃源、临澧、澧县、娄底、衡阳九县市共示范推广24296.7亩，根据抽样测产，高产综合农艺模式亩产137.5~178.0kg，比对照增产22.78~69.9%；全省平均亩产141.8kg，比对照增产30.33%。1990年在全省10个县市共推广66008亩，根据抽样测产，高产综合农艺模式亩产130.2~178.0kg，比对照增产24.6~59.7%；全省平均亩产148.9kg，比对照增产35.36%。

参 考 文 献

- [1] 周署华,1985,春大豆密肥高产栽培措施的数学模型探讨,中国油料,第2期 42~48
- [2] 祝宝林,1986,大豆高产栽培开发研究报告,大豆科学,第1期 21~40
- [3] 胡立成,1986,旱作条件下“黑农26”大豆高产综合技术数学模型研究,大豆科学,第1期 31~40
- [4] 肖兵,1985,农业多因素试验设计与统计分析,湖南科学技术出版社
- [5] 茹诗松、丁元等,1981,回归分析及其试验设计,华东师范大学出版社

* 为全省各地农户抽样测产的总体平均数,1989和1990年均同。

STUDIES ON AGRONOMIC MEASURES FOR HIGH YIELD OF SPRING SOYBEAN AND THEIR APPLICATION HUNAN PROVINCE

Zhao Zhenwen Ma Jifeng

(Hunan Institute of Crop Sciences)

Liu Houao

(Grain and Oilseed Production Bureau of Hunnan Province)

Abstract

The recently developed elite spring soybean cultivars were used for the materials and five-factorial quadratic orthogonal rotation regression and method for the design of experiment in this study to determine the effects of plant density, applied amount of each of nitrogen fertilizer, phosphate fertilizer, potash fertilizer and borax, their respective and factorial interacting, on seed yields. The results showed that (1) the new spring soybean cultivars recently developed in Hunan province all had the potential for production of 180~230kg seeds per mu. (2) The optimum plant density, being approximately between 24 and 36 thousand plants per mu, varied with the used soybean cultivars and fertilization of soils where soybeans were being grown. (3) Application of nitrogen fertilizer, varying from 5 to 20 kg urea per mu, remarkably promoted the seed yields regardless of the soil, paddy field or upland, used for growing soybean. (4) Application of phosphate fertilizer, potash fertilizer or borax had the positive effect on seed yield. The applied amount per mu for phosphate fertilizer, potassium fertilizer and boron element varied in the range of 25—50 kg calcium superphosphate, 7.5—22.5 kg potassium chloride and 0.4—0.8 kg borax, respectively. The systematic agronomic measures for high yield of soybean, including use of the elite cultivars, were proposed and applied on a large scale. The production of soybean grown in this way was 130.2—180.0 kg per mu, 22.78—73.1% higher than that in the conventional way.

Key words Southern spring soybeans; Models for high-yield cultivation; Demonstration and extension