

地膜玉米产量——因素模式试验研究

赵世伟 徐学选

中国科学院
(水土保持研究所·陕西杨陵·712100)
水利部

摘 要 试验采用二次正交旋转组合设计方法,通过建立数学模型,分析研究了氮、磷及种植密度对旱作地膜玉米产量的效应,结果表明,氮肥效应>种植密度>磷肥,且交互作用十分显著,对产量的贡献幅度可达2.3%~23.9%;并计算出宁南山区正常降雨条件下,地膜玉米获得 $>9\,000\text{kg}/\text{hm}^2$ 产量可采用的栽培技术是:施氮量 $\geq 198\text{kg}/\text{hm}^2$, P_2O_5 量 $127.5\sim 183\text{kg}/\text{hm}^2$,玉米种植密度 $56\,500\sim 60\,600$ 株/ hm^2 。

关键词 地膜玉米 产量—因素模式 栽培技术

A Study on the Yield—Factor Model of Cron with Ground Plastic Film

Zhao Shiwei Xu Xuexuan

(Institute of Soil and Water Conservation, the Chinese Academy of Sciences
and Ministry of Water Resources · Yangling · Shaanxi · 712100)

Abstract With the 3 factors 5 levels univesal rotation design field experiment on dryland cron with ground plastic film in south Ningxia hilly area, by establishing mathemastical model, this paper analysed the effect of N, Pin put and seeding density (D) for the yield: $N>D>P$, and the contribution of coordination effet for the yield: 2.3%~23.9%; and advanced the cultivation technique of cron yield $>900\text{kg}/\text{hm}^2$ under normal rainfall condition; input of $N\geq 198\text{kg}/\text{hm}^2$, P_2O_5 $127.5\sim 183\text{kg}/\text{hm}^2$ and the seeding density $56\,550\sim 60\,500$ seedling/ hm^2 .

Key words cron with ground plastic film yield—factor model cultivation technique

地膜玉米种植是一项高产栽培技术,80年代后期已在黄土高原西部的甘肃、青海等省大面积推广,获得了较垄栽、平栽玉米高一倍以上的产量,达 $6\,000\text{kg}/\text{hm}^2$ 左右。90年代初,这一技术开始引入宁南山区,必然对挖掘该地区光能资源,充分发挥有限降水生产潜力,提高旱作产量,推动当地“温饱工程”建设起到积极作用。因此,研究适合该地区条件的高产栽培技术,具有现实生产意义。

1 试验材料与方法

由于地膜玉米产量除受降水等气候因素影响外,与N、P肥用量和栽培密度关系十分密切,因此,本研究采和三因素五水平通用旋转组合设计。

试验设置在宁南固原县上黄村川台地上。该地区年均降水量为 422mm,本试验年分降水量为 418mm,可视为正常降雨年。试验土壤为淡黑护土,有机质含量 10.4g/kg,全氮含量 0.72g/kg,碱解氮 65mg/kg,速效磷 7.8mg/kg。小区面积为 20m²,随机排列。试验编码见表 1,表中 X₁、X₂、X₃ 分别代表 N、P 和密度。磷肥和 1/2 氮肥作基肥一次施入。另 1/2 氮肥,则在拔节一大喇叭口期液体深追 10cm。

表 1 试验因素及水平编码

因素	变化间距	设计水平编码				
		-1.682	-1	0	+1	+1.682
氮肥 X ₁ (N)	2.556	4.60	6.34	8.90	11.46	13.20
磷肥 X ₂ (P)	1.962	4.00	5.34	7.30	9.26	10.60
密度 X ₃ (D)	297	3000	3203	3300	3797	4000

2 结果与讨论

2.1 因素对产量效应的主模式

通过对试验因素与相应少量结果的计算,见表 2,得出试验因素对产量的主效应回归方程(1):

$$Y_{产量} = 385.7 + 57.2 X_1 + 18.5 X_2 + 22.7 X_3 + 32.7 X_1 + 9.7 X_1 X_3 + 3.1 X_2 X_3$$
$$+ 27.9 X_1^2 - 15.8 X_2^2 - 12.2 X_3^2$$

(1)

表 2 试验方案和产量结果

试验点	X ₁ (N)	X ₂ (P)	X ₃ (D)	产 量 (kg/hm ²)
1	1	1	1	8605.5
2	1	1	-1	6145.5
3	1	-1	1	6160.5
4	1	-1	-1	5091.5
5	-1	1	1	5391.5
6	-1	1	-1	4656.0
7	-1	-1	1	6051.0
8	-1	-1	-1	4354.5
9	r	0	0	5775.0
10	0	r	0	5305.5
11	0	0	r	8766.0
12	-r	0	0	5620.5
13	0	-r	0	4887.0
14	0	0	-r	5130.0
15	0	0	0	4990.5
16	0	0	0	4990.5
17	0	0	0	4885.5
18	0	0	0	7195.5
19	0	0	0	5250.0
20	0	0	0	6250.5
21	0	0	0	6090.0
22	0	0	0	7510.5
23	0	0	0	5830.5

方差分析见表 3,实际产量与理论产量二者之间拟合度很好,回归方程的 F 不显著,说明未控制因素对试验数据的影响不显著,误差是随机的,而 F 达显著水平,说明试验因素对产量效应的回归方程是可靠的。

对产量的估计区间为

$$Y = y \pm 1.96 \alpha$$

(2)

$$\alpha = 24.1 \quad y = \bar{y} \pm 47.3$$

Y 为理论上的真值 \bar{y} 为模拟值

(2) 式说明,实际产量结果有 95% 的概率会落在 $\bar{y} \pm 47.3$ 内。

表 3 氮肥、磷肥、密度对产量效应的差分分析

变异来源	平方和	自由度	F 值
总变量(S)	121601	19	
回归(SS)	82748.5	9	
剩余(SR)	38852.5	10	$F = 1.27 < F_{(1,10)}^{\alpha} = 3.45$
误差(SE)	17099.44	5	$F_2 = 3.08 > F_{(2,10)}^{\alpha} = 3.02$
失拟(ST)	21753.06	5	

2.2 对主模式方程的分析

2.2.1 试验因素对产量的贡献 主模式表明 $N、P、D$ 对产量贡献的一次项系数中 N 为 $57.2 > D22.7 > P18.5$;二次项系数中平方项系数 N 为正, P 和 D 为负,表明 N 肥增作用表现为增函数,其增产幅度随 N 肥投入增加而显著提高 P 和 D 表现为减函数,表明二次项会造成 P 和 D 增产效应的减弱,当 P 和 D 达到一定值时,增加 P 和 D 反而会带来减产。交互项是 $N、P、D$ 的配合效应, $NP32.7 > ND9.7 > PD3.1$,表明 NP 配合对产量影响幅度最大,其次为 ND 配合, P 和 D 配合最小。因此可以认为,在增施氮肥的同时,应相应提高磷肥用量和种植密度,才能更好的发挥 N 肥的作用,配合得好将增产,否则造成减产,其影响程度见表 4:

表 4 交互项对产量的贡献

交互项	效应系数	配合效应产量 (\pm 系数 $\times r \cdot r$)	最大贡献 % (效应产量 / \bar{y})
NP	32.7	± 92.7	± 23.9
ND	9.7	± 27.4	± 7.1
PD	3.1	± 8.7	± 2.3

可见,通过上述对一次项、二次平方项和交互项的分析, N 肥对产量的效应 $>$ 密度 $>$ P 肥。

2.2.2 单因子作用时,因素与产量的对应值 对主模式采用“降维法”进行分析,将三因素中其中一个取值,其他因子皆取零水平,并求导,得出以下偏回归子模式方程:

$$y_2^* = 18.5 - 31.6 X_2 \tag{3}$$

$$y_3^* = 22.7 - 24.4 X_3 \tag{4}$$

$$y_1^* = 57.2 + 55.8 X_1 \tag{5}$$

令(3)、(4) = 0,可得因素上限值,即 $X_2 = 0.59, X_3 = 0.93$,而 X_1 因(5)为增函数,本试验未出现上限水平,故可按 1.68 计。与此相应的实物量为每 $hm^2N198kg, P_2O_127.5kg$,密度 56 640 株。

将上述因素上限值代入主模式,得最高 hm^2 产量: $y_{max} = 9412.5kg$ 。

2.2.3 协同效应对因素上限和产量的推动 在考虑交互作用情况时,可对主模式(1)求偏导,得下列子模式:

$$y_1^* = 57.23 + 32.65 X_2 + 9.65 X_3 + 55.72 X_1 \tag{6}$$

$$y_3^* = 18.47 + 32.65 X_1 + 3.07 X_3 - 31.59 X_2 \tag{7}$$

$$y_2^* = 22.68 + 9.65 X_1 + 3.07 X_2 - 24.45 X_3 \tag{8}$$

由于(6)式为增函数,本试验确定 $X_1 = 1.68$ 。若 $X_3 = X_1 = 1.68$,令(7) = 0,可得 $X_2 = 2.48$,若 $X_2 = X_1 = 1.68$,令(8) = 0,可得 $X_3 = 1.80$ 。

表5 配合效应对因子、产量上限的作用

因子	因子值	实物量	产量	因子	因子值	实物量	产量	上限上扬	增产量
无配合效应时				配合效应推动					
D	0.93	3776株	396.3kg	D	1.8	4035株	680.0kg	259株	283.7kg
N	1.68	13.2kg	560.5kg	N	1.6	13.2kg	679.7kg	0	119.2kg
P	0.59	8.5kg	391.1kg	P	2.48	12.2kg	689.7kg	3.7kg	298.6kg

上述可见,由于交互作用的存在,提高了P和D的上限,由此可计算交互作用对地膜玉米最高产量的推动。将所得因素上限值代入主模式(1)可得最高产量, $y = 10357.5\text{kg}$ 。

即在 hm^2N 投入量 198kg 、 P_2O_5 183kg 、密度 $60\ 525$ 株时,可获得 $10\ 357.5\text{kg}$ 的产量。从这一结果可以看出,试验设计中的因素上限与获得最高产量的要求尚有较大距离,表明目前宁南山区地膜玉米种植中,除种植密度基本满足获得最高产量条件外,N、P投入量普遍偏低,特别是N肥投入量更为不足。

由表5可见:各因子中两个变量为零时,其上限投入量均较低,产量也较低;而其中两个因子固定为1.68时,第三个因子上限有较大幅度的增加,产量也提高 $119.2 \sim 298.6\text{kg}$ 。这是由于两个都取1.68,在这方程中交互项产生一定的增产作用,同时带动其他因子要求的增加,即对投入上限产生推动,由此产生一定的增产值 $P > D > N$ 。当 $N > D > P$,验证了2.2.1中的论述。

2.2.4 推荐因子值及其可能产量 通过表5,2.2.2和2.2.3中两个产量值的比较分析,可以得出初步结论:①在试验的零水平附近(目前当地实际应用值),N、P、D的投入量将相对较低时,产量也较低,这时,调节一个因子,使其投入增加,会带来增产效果,但不很明显,仅较平均产量 385.7kg 增加 $5.4 \sim 175\text{kg}$ 。②当三个因素中两个有大幅度提高时,会带动玉米对第三个因子上限的提高,相应的产量也提高,本度验均在高产 $670 \sim 690.5\text{kg}$ 之内,较①中产量还提高了 $120 \sim 280\text{kg}$,效果十分显著。鉴于2.2.2和2.2.3中两个最高单产均超过每亩 $9\ 000\text{kg}$,故其因子投入值均可作为推荐值,即每 hm^2 投肥量 $N \geq 198\text{kg}$, P_2O_5 $127.5 \sim 183\text{kg}$,每 hm^2 种植 $56\ 550 \sim 60\ 600$ 株,相应可能的产量为 $9\ 375 \sim 10\ 200\text{kg}$ 之间。

3 结 语

N、 P_2O_5 投放量和密度D对地膜玉米产量的贡献遵从 $N > D > P$ 的规律,D和P效应接近,而N的效应十分明显,在生产应十分注重增加N肥用量。

N、P肥和密度D三因素之间存在明显的交互作用,对一个因子的投入增加,会带动对其他两因子的需要,其对产量的影响可达平均产量的 $2.3\% \sim 23.9\%$ 。

目前宁南山区地膜玉米投肥水平偏低,特别是N肥更显不足;要获得地膜玉米高产,在正常降水年份,可采用以下栽培因子组合: hm^2 投入 $N \geq 198\text{kg}$, P_2O_5 $127.5 \sim 183\text{kg}$,种植密度 $56\ 550 \sim 60\ 600$ 株,这样地膜玉米 hm^2 产可超过 9000kg 。

参考文献

- 1 卢宗凡等·陕北丘陵沟壑区地膜玉米研究初报·中国科学院西北水土保持研究所集刊,1988,83~87
- 2 边秀芝,张大光等.1994 玉米高产施肥方法的研究.现代土壤科学研究,北京:·中国农业科技出版社,644~