

宁南黄土丘陵区春小麦丰产施肥模式的研究

李鼎新 党增春 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 宁南固原河川乡上黄试区,采用三因素五水平通用旋转设计,对影响春小麦产量的 N 、 P_2O_5 和 M (有机肥)进行了试验研究。建立了两种农田系统春小麦丰产施肥的主效应方程。根据试验结果,利用微机田间模拟寻优得出了:两种农田系统春小麦每 1hm^2 产量 3 000kg 和 2 400kg 丰产组合方案。根据这两种模式和所得到的 102 个和 88 个不同因子配合下的不同产量水平,因地制宜地制定春播方案,指导生产,预测产量。

关键词 春小麦 施肥模式 组合方案

Study On Optimum Model of Fertilizing for spring wheat in Loess Hilly Areas of South Ningxia

Li Dingxin Dang Zengchun Xu Xuexuan

(Institute of Soil and Water Conservation, Chinese Academy of Sciences and Ministry of Water
Resources, 712100, Yangling District, Xianyang Municipality, Shaanxi Province)

Abstract The field trials were conducted in south Ningxia province by using regression design of general rotation. By means of establishing mathematical model, the relationship among N , P_2O_5 , M and yield was analysed. In addition, a system of optimum model of fertilizing N , P , and M were obtained, with which the output would be above 3 000kg/ha in terrace and 2 400kg/ha in tableland. Also, the limited line of fertilizer input were given: N 100.5kg/ha, P_2O_5 105.0kg/ha, M 30 000kg/ha in terraces and N 110.0kg/ha, P_2O_5 105.0kg/ha, M 30 000kg/ha in tableland. Those results could be used in practice to improve yield, save fertilizer and to forecast yield.

Key words spring wheat; model of fertilizing; combination plan

宁南半干旱山区,有坡地、梯田、台塬和川台地等 5 种农田生态系统,各系统的结构和功能各异。然而,台塬和川台地水热条件好,是春小麦发展的重要基地。但是,土壤养分低, N/P 失调,产量低。春小麦是试区夏田的主要作物,合理利用资源,开发资源,促进农业优质高效。为此,按照系统工程原理,对 N 、 P_2O_5 、 M (有机肥)三因素进行了试验,建立春小麦丰产施肥模式,为合理施肥提供依据。

1 试区概况、试验方案和方法

1.1 试区自然概况

试区位于宁夏固原县上黄村。年平均气温 6.7°C , $\geq 10^{\circ}\text{C}$ 积温 $2\,573^{\circ}\text{C}$, 全年降水量 478.2mm , 8~10 月份降水量占全年的 46.5%。无霜期 152 天。干燥度 1.55。属半干旱偏旱地区。

试验是在 1992~1993 年分别在两种农田上进行。土壤为黑垆土和细黄土。土壤养分含量见表 1。

表 1 土壤养分含量

g/kg

农田类型	土壤	有机质	养 分 含 量			
			全氮	全磷	碱解氮(mg/kg)	有效磷(mg/kg)
川台地农田	黑垆土	11.6	0.76	1.45	53	8.5
台塬农田	细黄土	8.9	0.67	1.35	64.0	3.4

1.2 试验方案和方法

试验采用三元二次通用旋转设计。 $N(x_1)$, $P_2O_5(x_2)$, $M(\text{有机肥})(x_3)$ 三个因素, 共 20 个处理。小区面积 $5\text{m} \times 4.7\text{m}$, 随机排列。试验因子, 上下限、零水平及水平编码见表 2, 表 3。

供试作物为春小麦, 品种为陇春 8139, 播量 $157.5\text{kg}/\text{hm}^2$ 。 N 为尿素(含 $N46\%$)、 P_2O_5 为过磷酸钙(含 $P_2O_511.5\%$)、 $M(\text{有机肥})$ 为农家肥。肥料作底肥于播前一次翻入土中, 川台地在拔节和孕穗期分别浇一次水, 每次 $600\text{m}^3/\text{hm}^2$, 3 月 10 日种, 7 月 14 日收。塬台地 3 月 12 日种, 7 月 11 日收。两种农田进行了测产。

表 2 试验因子、上下限 kg/hm^2

试验因子	上限	下限
$N(x_1)$	150	0
$P_2O_5(x_2)$	105	0
$M(x_3)$	30 000	0

表 3 试验因子、水平编码

 kg/hm^2

试验因子	零水平	设计水平编码				
		-1.682	-1	0	+1	+1.682
$N(x_1)$	75.0	0	30.45	75.0	119.5	150
$P_2O_5(x_2)$	52.5	0	21.3	52.5	83.7	105
$M(x_3)$	15 000	0	6082.1	15 000	23 917	30 000

1.3 试验年度大气降水情况

试验期间大气降水情况见表 4。

表 4 试验期间降雨情况

mm

年份 (年)	月 份 (月)					全年	丰缺类型
	3	4	5	6	7		
1991	11.5	10.7	66.0	34.5	41.3	25.97	干旱年
1992	13.0	10.9	27.7	89.4	97.9	524.5	丰水年
1993	19.3	19.6	28.6	40.8	88.6	335.3	干旱年

从表 2 知, 1991 年为干旱年, 1992 年为丰水年, 1993 年春底墒好, 对春小麦的播种十分有

利,但全年为旱年。

2 结果与分析

1992~1993 年两年春小麦试验结果列于表 5。其中川台地农田试验结果,春小麦产量 1 519.5~3 534kg/hm²,平均为 2 403.2kg/hm²;塬台地为 1 417.5~2 526.0kg/hm²,平均为 1 986.3kg/hm²。结果见表 5

表 5 三因素五水平通用旋转设计春小麦产量表

处理号	N (x_1)	P ₂ O ₅ (x_2)	M (x_3)	产量 \hat{y} (kg/hm ²)	
				川地	源地
1	-1	-1	-1	1 519.5	1 567.5
2	-1	-1	1	1 968.2	1 689.0
3	-1	1	-1	2 314.5	1 867.0
4	-1	1	1	2 662.5	2 019.0
5	1	-1	-1	2 221.4	1 834.5
6	1	-1	1	2 673.5	2 137.5
7	1	1	-1	2 809.5	2 314.5
8	1	1	1	3 277.6	2 478.0
9	-1.682	0	0	1 725.0	1 417.5
10	+1.682	0	0	2 433.4	1 894.5
11	0	-1.682	0	2 701.8	1 971.0
12	0	+1.682	0	3 534.0	2 526.0
13	0	0	-1.682	2 307.4	1 879.5
14	0	0	+1.682	3 214.2	2 343.5
15	0	0	0	2 688.0	1 719.0
16	0	0	0	2 602.6	1 837.5
17	0	0	0	2 811.0	2 013.5
18	0	0	0	2 646.7	2 034.0
19	0	0	0	2 452.5	2 136.2
20	0	0	0	2 619.7	2 047.5

用 PC. 1500 计算机,把试验结果输入二次通用旋转设计的结构矩阵中进行运算,分别建立两种农田系统春小麦丰产施肥数学模型。

2.1 不同肥料因子对春小麦产量结果的回归方程

根据两年试验得到以下两种农田系统二组回归方程:

2.1.1 川台地 N、P₂O₅、M(有机肥)对产量的主模式:

$$\hat{y} = 2642.5258 + 271.4783x_1 + 293.9605x_2 + 219.9238x_3 - 236.5812x_1^2 + 121.7453x_2^2 - 22.1155x_3^2 \quad (\text{主模式 I})$$

$$F = 32.3^{**}, \quad F_1 = 47.5^{**}, \quad F_2 = 55.6^{**}, \quad F_3 = 30.8^{**}, \quad F_{11} = 39.1^{**}, \quad F_{22} = 10.1^{**}, \quad F_{33} = 1.2^*$$

根据 F 检验,主模式 I 的回归系数和各项的回归系数达显著和极显著水平,说明方程反映了春小麦产量和 N、P₂O₅、M 之间的真实关系。

方差分析见表 6,实际产量 (y) 和理论产量 (\hat{y}) 之间拟合度很好,相关 $r = + 0.9649$ 。

表 6 氮、磷、有机肥对产量效应的方差分析

变异来源	平方和	自由度	F 值
总变量(S)	4 223 049.6	19	$F_1 = 4.47 < F_{0.05}(5,5) = 5.05$ $F_2 = 17.54 > F_{0.05}(5,5) = 4.94$
回归(SS)	3 971 412.1	9	
剩余(SR)	251 637.5	10	
误差(SE)	48 417.5	5	
失拟(ST)	203 220	5	

2.1.2 塬台地 N,P₂O₅,M(有机肥)对产量的主模式:

$$\hat{y} = 1965.1198 + 177.4616x_1 + 174.5473x_2 + 111.2227x_3 - 113.1100x_1^2$$
$$+ 96.3188x_2^2 + 47.8056x_3^2 \quad (\text{主模式 I})$$

$F = 19.6^{**}, F_1 = 35.4^{**}, F_2 = 34.8^{**}, F_3 = 14.1^{**}, F_{11} = 15.4^{**}, F_{22} = 11.22^{**}, F_{33} = 2.75^*$.

根据 F 检验,主模式 I 的回归系数和各项的回归系数达显著和极显著水平,说明方程反映了春小麦产量与 N,P₂O₅,M 之间的真实关系。

方差分析见表 7。实际产量(y)与理论产量(\hat{y})之间拟合度很好, $r = + 0.9458$ 。

表 7 氮、磷、有机肥对产量效应的方差分析

以上两个三元二次回归方程的 F_1 均不显著,说明未控因素对试验数据的影响不显著,误差是随机的,而 F_2 达显著水平,说明各因子对产量效应的回归方程是可靠的。

变异来源	平方和	自由度	F 值
总变量(S)	1 559 198.7	19	$F_1 = 0.4 < F_{0.05}(5,5) = 5.05$ $F_2 = 11.0 > F_{0.05}(5,5) = 4.94$
回归(SS)	1 414 551.1	9	
剩余(SR)	144 647.6	10	
误差(SE)	104 138	5	
失拟(ST)	4 509.6	5	

2.2 主因子效应

对主因子效应采用“降维法”进行分析。将多维因子中某一因子取值,其它因子皆取零水平,使之成为单维因子,以便分析取值因子对增产力的作用。

2.2.1 氮、磷、有机肥三因子对产量效应的主方程(I)求偏导可以导出偏回归增产力子模式方程:

$$\hat{y}_{x_1} = 271.4738 - 473.1624x_1 \tag{1}$$

$$\hat{y}_{x_2} = 293.9605 + 243.49x_2 \tag{2}$$

$$\hat{y}_{x_3} = 219.9238 - 44.2310x_3 \tag{3}$$

2.2.2 氮、磷、有机肥三因子对产量效应的主方程(II)求偏导,可以导出偏回归增产力子模式方程:

$$\hat{y}_{x_1} = 177.4616 - 226.22x_1 \tag{4}$$

$$\hat{y}_{x_2} = 174.5473 + 192.6376x_2 \tag{5}$$

$$\hat{y}_{x_3} = 111.2227 - 95.6112x_3 \tag{6}$$

N,P₂O₅,M 对川台地春小麦产量的主因子排序: \hat{y}_{x_1} 、 \hat{y}_{x_2} 、 \hat{y}_{x_3} 分别交汇于 $A_{1.3}$ 、 $A_{1.2}$ 、 $A_{2.3}$ 三

点,其横坐标为 $N A_{1.3}(+0.1), A_{2.3}(-0.3)$ 。(见图1)。结果表明,当肥力因子 $x_i > 0.1$ 时,产量效应排序为 $P > M > N$; $x_i < -0.3$ 时,排序为 $N > M > P$, $x_i = (-0.3, 0.1)$ 时,效应有交错,以 M 为最小。

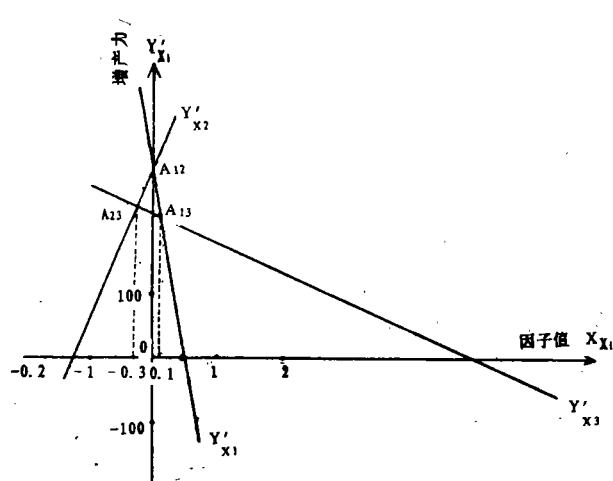


图1 川台地氮、磷、有机肥增产力曲线

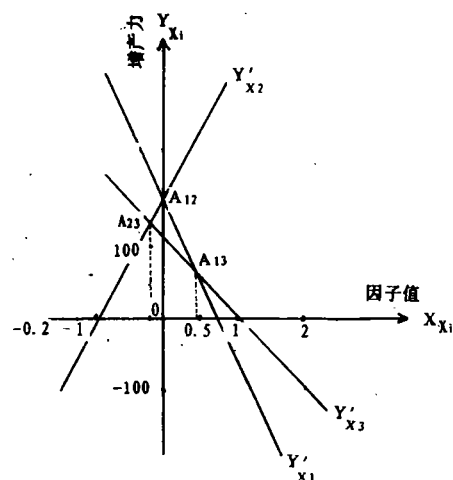


图2 塬台地氮、磷、有机肥增产力曲线

结果表明:在地力较高的农田,施磷效应较好;相反,在地力低的以 N 较好。

N, P_2O_5, M 对塬台地春小麦产量效应主因子排序: $\hat{y}_{x_1}, \hat{y}_{x_2}, \hat{y}_{x_3}$ 分别交汇于 $A_{1.3}, A_{1.2}, A_{2.3}$ 三点上。但 $A_{1.3}, A_{2.3}$ 横坐标分别为 0.5, 0.2 (见图2)。结果表明:塬台地肥力因子产量效应的排序为:当 $x_i > 0.5$ 时, $P > M > N$; $x_i < -0.2$ 时, $N > M > P$; $x_i = (-0.2, 0.5)$ 时,产量效应以 M 为最小, N, P 有交错。

结果表明:台源地和川台地主因子排序有同一趋势。与前人的研究结论一致^[1]。

2.3 肥料用量的确定

2.3.1 川台地春小麦最高产量施肥方案的确定

建立的主模式 I, x_2 是增函数,取上限 1.68 水平,求最大产量的施肥量。

根据方程,求 x_1, x_3 的偏导,并令 $\frac{dy}{dx} = 0$,解得方程, $x_1 = 0.5737$, 相当 $N = 100.5 \text{ kg/hm}^2$, 从(2)求得 $x_3 = 4.97$, 大于施肥上限,故 x_2, x_3 取施肥上限 1.68 水平。则最高产量的施肥方案为 $N 100.5 \text{ kg/hm}^2, P_2O_5 105 \text{ kg/hm}^2, M = 30\ 000 \text{ kg/hm}^2$ 。

2.3.2 塬台地春小麦最高产量施肥方案的确定

建立的主模式 II, x_2, x_3 是增函数,取 1.68 水平,求最大产量的施肥量。

根据方程,求 x_1 偏导,并令 $\frac{dy}{dx_1} = 0$,解得方程 $x_1 = 0.7844$, 相当 $N = 110.0 \text{ kg/hm}^2$, x_2, x_3 取值 1.68 水平。则最高产量的施肥方案 $N = 110 \text{ kg/hm}^2, P_2O_5 105 \text{ kg/hm}^2, M 30\ 000 \text{ kg/hm}^2$ 。该试验结果与前人有同一趋势,不再赘叙。

3 计算机田间模拟寻优

将试验参数输入计算机,分别建立两种农田系统氮、磷、有机肥对春小麦的两组效应方程

主模式。对主模式进行田间模拟寻优,在 $-1.6 \leq x_i \leq 1.6$ 区间内,取步长 0.4,其施肥配比方案共 729 个。对模拟结果和频率分布见表 8,表 9。

川地寻优结果:最高产量 $\hat{y}_{\max} = 3\,492.53 \text{ kg/hm}^2$ 。

施肥组合方案 $N = 56.27 \text{ kg/hm}^2$, $P_2O_5\ 104.92 \text{ kg/hm}^2$, $M\ 22\,491 \text{ kg/hm}^2$ 。

$\hat{y} \geq 3\,000 \text{ kg/hm}^2$ 的施肥方案 102 个中 x_i 取值的频率分布见表 8。

表 8 川台地施肥丰产方案统计分析

编码值	$N(x_1)$		$P_2O_5(x_2)$		$M(x_3)$	
	次数	频率(%)	次数	频率(%)	次数	频率(%)
-1.6	0	0	0	0	4	3.92
-1.2	2	1.96	0	0	5	4.90
-0.8	7	6.86	0	0	9	8.88
-0.4	13	12.75	0	0	10	9.80
0.0	17	16.67	2	1.96	12	11.76
0.4	18	17.66	9	8.82	13	12.57
0.8	18	17.65	22	21.57	15	14.71
1.2	16	15.69	33	32.35	16	15.69
1.6	11	10.78	36	35.29	18	17.66
合计	102	100.3	102	99.99	102	100.0

台源地寻优结果:最高产量 $\hat{y}_{\max} = 2\,921.25 \text{ kg/hm}^2$,其施肥组合为 $N\ 112.42 \text{ kg/hm}^2$, $P_2O_5\ 104.92 \text{ kg/hm}^2$, $M\ 29\,982 \text{ kg/hm}^2$ 。

$\hat{y} \geq 2\,400 \text{ kg/hm}^2$ 的施肥方案 88 个中, x_i 取值的频率分布见表 9。

表 9 源台地施肥丰产方案统计分析

编码值	$N(x_1)(102\text{ 个})$		$P_2O_5(x_2)$		$M(x_3)$	
	次数	频率(%)	次数	频率(%)	次数	频率(%)
-1.6	0	0	0	0	5	5.68
-1.2	1	1.14	0	0	5	5.68
-0.8	4	4.55	0	0	5	5.68
-0.4	8	9.09	0	0	5	5.68
0.0	13	14.77	0	0	7	7.95
+0.4	16	18.18	3	3.41	9	10.23
0.8	17	19.32	9	10.23	12	16.64
1.2	16	18.18	22	25.00	16	18.18
1.6	13	14.77	54	61.36	24	27.27
合计	88	100.0	88	100.0	88	99.99

从表 8,表 9 丰产方案的统计分析结果看,川台地 3 种因子出现频率最多的 $N(x_1) 0.0, 0.8; P_2O_5(x_2) +1.2, 1.6; M(x_3) +1.2, +1.6$ 。相当于 $N\ 75.0-110.6 \text{ kg/hm}^2$, $P_2O_5\ 89.94-102.42 \text{ kg/hm}^2$, $M(x_3) 25\,701.5-29\,268.7 \text{ kg/hm}^{2(2)(3)(4)}$,源台地出现频率最多的 $N(x_1) 0.4, 0.8; P_2O_5\ 1.2, 1.6; M\ 1.2, 1.6$ 。相当于 $N\ 92.83-110.66 \text{ kg/hm}^2$, $P_2O_5\ 89.94-102.42 \text{ kg/hm}^2$, $M(x_3) 25\,741.5-29\,268.7 \text{ kg/hm}^{2(1)(2)(3)}$ 。

(下转第 63 页)

林区生态环境方面,包括减缓风速和气候变化,增加空气湿度,减少水土流失量等。其直接的经济效益一般表现为提供薪材、木料和其它林副产品,其间接的经济效益虽然客观存在,但要全面准确计量在技术、方法上还不太成熟,比如,间接的经济效益同生态效益的货币计量混淆在一起,是某些研究中经常存在的问题,其结果必然是部分效益的重复计算或经济效益的夸大。这也是今后研究中应注意的地方。由于水土保持林的营造受经济、社会因子的影响,其投入与效益问题、生态效益与经济效益和社会效益问题、短期效益与长期效益问题、农民利益与集体和国家利益的关系问题等都是规划、营造水土保持林和评价其效益时必须认真考虑的。

(参考文献略)

(上接第34页)

4 结 语

检验结果表明:本试验在两种农田系统建立的三因素对春小麦的产量效应模型具有较高的拟合性。用两组主模式方程预测春小麦产量(\hat{y})具有一定的可靠性。

模型分析表明:肥料对产量的影响与地力密切相关。高肥力的 $P > M > N$; 低肥力的 $N > M > P$ 。

田间模拟寻优结果,川台地春小麦丰产施肥方案, $N 75 \sim 110 \text{ kg/hm}^2$, $P_2O_5 90 \sim 105 \text{ kg/hm}^2$, $M 2.5000 \sim 30.0000 \text{ kg/hm}^2$; 塬台地的 $N 90 \sim 110 \text{ kg/hm}^2$, $P_2O_5 90 \sim 102 \text{ kg/hm}^2$, $M 25.000 \sim 30.000 \text{ kg/hm}^2$ 。与其它试验一致。试验表明,氮和磷、和有机肥之间具有连应。 N 和 P 配合,以 P_2O_5 促 N 。

作物的高产,受多种因子的制约,因而对丰产组合方案须进行多点反馈试验,不断完善。在应用时,根据肥料数量,投入效益,气候作适当调正。

参 考 文 献

- 1 党增春,李鼎新. 宁南半干旱山区春小麦氮、磷施肥模式的研究. 水土保持通报,1994,14(6):
- 2 辛业全等. 水土流失区合理深施肥料的增产效益. 水土保持通报,1986,6(1):
- 3 徐学选等. 春小麦水肥产出协同效应研究. 水土保持学报,1994,14(4):