



田艺心,高凤菊,曹鹏鹏.高蛋白大豆肥效预测模型的正交多项式回归分析[J].黑龙江农业科学,2020(8):31-36,37.

高蛋白大豆肥效预测模型的正交多项式回归分析

田艺心,高凤菊,曹鹏鹏

(德州市农业科学研究院,山东 德州 253012)

摘要:为优化高蛋白大豆生产中的肥料配施,采用多元正交多项式回归预测模型来反映氮磷钾肥施用量和大豆产量的依存关系。结果表明:随氮、钾肥施用量增加,大豆产量先增后降,大豆产量与磷肥用量正相关,肥效大小表现为氮肥>磷肥>钾肥;肥效预测模型方差估计值 $\sigma=31.2616$,预测高蛋白大豆产量 \bar{U} 的95%的置信区间为 $\bar{U} \pm 1.96\sigma = \bar{U} \pm 61.2727$,效果较好;经模型拟合,氮、钾、磷施肥量分别为56.39,70.22和140.00 kg·hm⁻²时,可得大豆最高产量3 365.73 kg·hm⁻²。多元正交多项式回归模型对预测多因素施肥水平下高蛋白大豆产量值有实际参考价值。

关键词:高蛋白大豆;施肥;产量;多元正交多项式回归模型

大豆蛋白可满足全球约2/3的植物蛋白需求,因其安全性和环保性,已在食品^[1]、医药^[2]、纺织^[3]、化工^[4]等领域受到广泛关注,国内外市场需求量急剧增加^[5],加之国家对大豆产业大力扶持,“2020年力争全国大豆种植面积达到933.33万hm²,食用大豆蛋白质含量提高1个百分点”,这一形势直接推动了国内高蛋白大豆产业的发展。施肥是提高高蛋白大豆产量的必要栽培措施之一^[6-7],实现优化施肥,提高肥料利用率,是当前高蛋白大豆生产中迫切需要解决的问题,确定氮、磷、钾肥经济合理施肥量则是优化施肥的中心问题。

建立肥效预测模型是当前国内外实现施肥定量化的主要途径,多项式回归在其预测模型中起着重要的作用^[8-11],尤其是正交多项式回归,克服了传统多项式回归计算程度复杂,回归系数难以剔除等问题,其建立的模型不需解正规方程组,显著性检验简单,各回归系数之间不相关,可直接剔除不显著项无需重新计算,有效地简化了计算量,避免了病态方程,因而在航空^[12]、机械^[13]、食品^[14]、化工^[15]、计算机^[16]等领域均有应用,但在农业领域至今仍鲜见研究报道,在大豆相关研究应用上更是未见报道。因此,本文以高蛋白大豆品种为试验材料,借助高蛋白大豆产量指标,利用正交多项式回归对大豆氮、磷、钾施肥量进行优化

预测研究,旨在为促进高蛋白大豆高产及施肥预测提供理论依据,并为正交多项式在农业领域的推广应用提供科学依据和方法参考。

1 材料与方法

1.1 试验地概况

试验于2018年6-11月在山东省德州市农业科学院科技园试验基地(37°35'11"N、116°36'13"E)进行,属半干旱半湿润暖温带大陆性季风气候。试验地地势平坦,供试农田土壤质地为壤土。试验前对各试验区土壤进行化验分析,0~20 cm耕层平均有机质含量12.23 g·kg⁻¹、全氮2.05 g·kg⁻¹、碱解氮85 mg·kg⁻¹、速效磷12.13 mg·kg⁻¹、速效钾124 mg·kg⁻¹、pH7.21。试验地前茬为冬小麦,麦收后秸秆还田。

1.2 材料

供试品种为冀豆12,由河北省农林科学院粮油作物研究所提供,其蛋白质含量为46.48%,属高蛋白大豆品种,适宜黄淮海地区夏播和西北地区春播。供试肥料为尿素(含N 46.3%),过磷酸钙(含P₂O₅ 14%),硫酸钾(含K₂O 50%),均购于当地农资市场。

1.3 方法

1.3.1 试验设计 试验采用完全随机区组设计,以氮、钾、磷肥施用量为试验因素,其中氮肥施用量取30 kg·hm⁻²(N₁)、60 kg·hm⁻²(N₂)、90 kg·hm⁻²(N₃)3个水平,钾肥施用量取40 kg·hm⁻²(K₁)、70 kg·hm⁻²(K₂)、100 kg·hm⁻²(K₃)3个水平,磷肥施用量取50 kg·hm⁻²(P₁)、80 kg·hm⁻²(P₂)、110 kg·hm⁻²(P₃)3个水平,每个处理重复3次,共27个处理。供试小区行长

收稿日期:2020-05-14

基金项目:山东省农业良种工程项目(2019LZGC004);山东省现代农业产业技术体系杂粮创新团队建设项目(SDAIT-5-01);德州市农业科学院院内自选课题“高蛋白大豆绿色高效种植大面积示范推广”(2016NKY006)。

第一作者:田艺心(1986-),女,博士,副研究员,从事大豆及杂粮杂豆栽培生理及育种研究。E-mail: tyxin213@sina.com。

6.25 m,6 行区,行距 40 cm,面积 15 m²。供试大豆品种于 2018 年 6 月 12 日进行播种,株距 15 cm。各肥料处理均在大豆开花期分批次施用,除施肥量不同外,各小区田间操作均按照当地生产管理进行一致管理。

1.3.2 测定项目及方法 成熟后对各小区分别实收测产,取中间 4 行计产,脱粒后自然晒干,称量小区籽粒产量折合成公顷产量。

1.3.3 数据分析 利用 SPSS 19.0 数据处理系统和 Excel 2007 工作表对所得数据进行统计分析。

2 结果与分析

2.1 不同施肥处理对高蛋白大豆产量的影响

由表 1 数据通过计算可得出所有施肥处理的大豆产量总平均值为 2 952.14 kg·hm⁻²,表中(1)~(16)大豆产量均超过其平均值,且绝大部分处在较高施氮量水平(60~90 kg·hm⁻²),而在施氮量水平较低时(30 kg·hm⁻²),无论施钾量与施磷量水平高低,大豆产量均低于平均值,表明较高施氮水平更有利于促进大豆产量提高。同时,从表 1 中可以看出,在同一施氮水平下,随着施钾量的增大,大豆产量均呈现先增加后降低的趋势,

表 1 不同施肥处理对高蛋白大豆产量的影响

Table 1 Effect of different fertilization treatments on yield of high protein soybean

N/(kg·hm ⁻²)	K/(kg·hm ⁻²)	产量 Yield/(kg·hm ⁻²)					
		P 50 kg·hm ⁻²		P 80 kg·hm ⁻²		P 110 kg·hm ⁻²	
30	40	2615.21	(27)	2730.24	(24)	2855.02	(20)
	70	2645.33	(25)	2756.57	(22)	2883.68	(17)
	100	2629.14	(26)	2747.21	(23)	2863.33	(19)
60	40	2992.33	(12)	3114.23	(8)	3174.69	(3)
	70	3140.85	(6)	3174.78	(2)	3282.48	(1)
	100	3031.76	(9)	3148.11	(5)	3151.24	(4)
90	40	2832.17	(21)	2954.02	(16)	3015.02	(11)
	70	2981.34	(15)	3015.21	(10)	3122.47	(7)
	100	2872.21	(18)	2988.05	(14)	2991.03	(13)

注:表中括号内数字表示所有施肥处理的大豆产量由大到小的排序。

Note: The figures in brackets indicate the order of soybean yield from large to small under all fertilization treatments.

表明施钾量过低或过高均不利于大豆产量增加,而同一施氮量和施钾量水平下,随着施磷量的增大,大豆产量随之增加,表明在施磷量 50~110 kg·hm⁻² 水平间,大豆产量与施磷量呈正相关关系。另外,通过对不同氮、钾、磷各水平下大豆产量平均值作图可以看出,大豆产量与施氮量和施钾量水平均呈先增后降趋势(图 1),与施磷量水平则呈直线趋势。此外,通过图 1 计算得氮、钾、磷三因素的产量极差值分别为 387.20,79.97,177.62 kg·hm⁻²,极差值越大,表明该因素水平变动时,产量变化越大,因此本试验中各因素对高蛋白大豆产量影响排序依次为氮>磷>钾。

2.2 高蛋白大豆产量的多元正交多项式回归预测模型

由表 1 数据分析及图 1 可以看出,施氮量和施钾量不同水平下,大豆产量均呈先增高后降低的趋势,宜配二次多项式,施磷量和大豆产量宜配

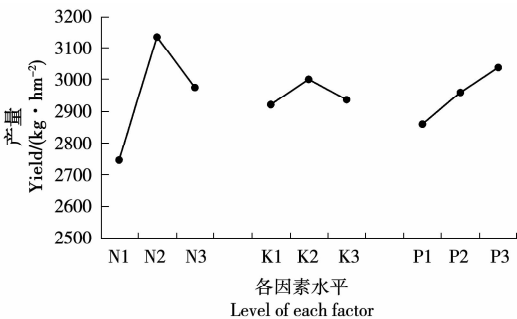


图 1 氮、钾、磷肥不同水平的大豆平均产量

Fig. 1 The average yield of soybean under different levels of nitrogen, kalium and phosphorus fertilizers

一次多项式。将施氮量、施钾量、施磷量三因素分别用自变量 x , y 和 z 表示,大豆产量(每公顷)用因变量 U 表示。考虑到 x 和 y 之间的交互作用,大豆产量与三因素之间的三元多项式回归模型为:

$$U_a = \beta_{00} + \beta_{10} x_a + \beta_{20} x_a^2 + \beta_{01} y_a + \beta_{02} y_a^2 + \beta_{11} x_a y_a + \beta_{12} x_a y_a^2 + \beta_{21} x_a^2 y_a + \beta_{22} x_a^2 y_a^2 + c_1 z_a + \epsilon_a, \alpha = 1, 2, \dots, 27$$
 (1)

选用 N=3 的一次和二次的正交多项式分别代替(1)式中的 x, y, x^2 和 $y^2, Z_1(z) = z - \bar{z}$ 代替 z_0 。公式(1)即成为多元正交多项式回归模型。

$$U_a = \beta_{00} + \beta_{10} X_1(x_a) + \beta_{20} X_2(x_a) + \beta_{01} Y_1(y_a) + \beta_{02} Y_2(y_a) + \beta_{11} X_1(x_a) Y_1(y_a) + \beta_{12} X_1(x_a) Y_2(y_a) + \beta_{21} X_2(x_a) Y_1(y_a) + \beta_{22} X_2(x_a) Y_2(y_a) + c_1 Z_1(z_a) + \epsilon_a, \alpha = 1, 2, \dots, 27$$
 (2)

其中,

$$X_1(x) = \phi_1(x) = \frac{x - \bar{x}}{n} = \frac{x - 60}{30}, h = 30$$
 (3)

$$X_2(x) = 3\phi_2(x) = 3\left[\left(\frac{x - \bar{x}}{h}\right)^2 - \frac{N^2 - 1}{12}\right] = \frac{(x - 60)^2}{300} - 2, N = 3$$
 (4)

$$Y_1(y) = \phi(y) = \frac{y - \bar{y}}{h} = \frac{y - 70}{30}, h = 30$$
 (5)

$$Y_2(y) = 3\phi_2(y) = 3\left[\left(\frac{y - \bar{y}}{h}\right)^2\right] = \frac{(y - 70)^2}{300}, N = 3$$
 (6)

$$Z_1(z) = z - \bar{z} = z - 80$$
 (7)

方程(2)的参数计算和偏回归平方和的计算如表 2 所示。

表 2 中 A_j 行各数值分别为该值同列的 27 个值得平方和, B_j 行的值分别为该值所在列的 27 个值分别与 U 列的对应的 27 个值得乘积和。

表 2 大豆产量多元正交多项式回归计算

Table 2 The calculation of multiple orthogonal polynomial regression for soybean yield													
No.	x	y	z	X ₁ (x)	X ₂ (x)	Y ₁ (y)	Y ₂ (y)	X ₁ Y ₁	X ₁ Y ₂	X ₂ Y ₁	X ₂ Y ₂	Z ₁	U
1	30	40	50	-1	1	-1	1	1	-1	-1	1	-30	2615
2	30	40	80	-1	1	-1	1	1	-1	-1	1	0	2730
3	30	40	110	-1	1	-1	1	1	-1	-1	1	30	2855
4	30	70	50	-1	1	0	-2	0	2	0	-2	-30	2645
5	30	70	80	-1	1	0	-2	0	2	0	-2	0	2757
6	30	70	110	-1	1	0	-2	0	2	0	-2	30	2884
7	30	100	50	-1	1	1	1	-1	-1	1	1	-30	2629
8	30	100	80	-1	1	1	1	-1	-1	1	1	0	2747
9	30	100	110	-1	1	1	1	-1	-1	1	1	30	2863
10	60	40	50	0	-2	-1	1	0	0	2	-2	-30	2992
11	60	40	80	0	-2	-1	1	0	0	2	-2	0	3114
12	60	40	110	0	-2	-1	1	0	0	2	-2	30	3175
13	60	70	50	0	-2	0	-2	0	0	0	4	-30	3141
14	60	70	80	0	-2	0	-2	0	0	0	4	0	3175
15	60	70	110	0	-2	0	-2	0	0	0	4	30	3282
16	60	100	50	0	-2	1	1	0	0	-2	-2	-30	3032
17	60	100	80	0	-2	1	1	0	0	-2	-2	0	3148
18	60	100	110	0	-2	1	1	0	0	-2	-2	30	3151
19	90	40	50	1	1	-1	1	-1	1	-1	1	-30	2832
20	90	40	80	1	1	-1	1	-1	1	-1	1	0	2954
21	90	40	110	1	1	-1	1	-1	1	-1	1	30	3015
22	90	70	50	1	1	0	-2	0	-2	0	-2	-30	2981
23	90	70	80	1	1	0	-2	0	-2	0	-2	0	3015
24	90	70	110	1	1	0	-2	0	-2	0	-2	30	3122
25	90	100	50	1	1	1	1	1	1	1	1	-30	2872

续表 2

No.	x	y	z	$X_1(x)$	$X_2(x)$	$Y_1(y)$	$Y_2(y)$	X_1Y_1	X_1Y_2	X_2Y_1	X_2Y_2	Z_1	U
26	90	100	80	1	1	1	1	1	1	1	1	0	2988
27	90	100	110	1	1	1	1	1	1	1	1	30	2991
		λ_j		1	3	1	3	1	3	3	9	1	$\sum u = 79705$
		A_j		18	54	18	54	12	36	36	108	16200	$\bar{u} = 2952.0370$
		B_j		2045	-4925	139	-1301	11	-451	-11	451	49470	$S_T = \sum_U \lambda \frac{(\sum U)^2}{-27} =$
$b_j = B_j/A_j$			113.6111		7.7222		0.9167		-0.3056		2.9611		881074.9630
			-91.7222			-24.0926		-12.5278			4.1759		$\sum Q_j = 863522$
$Q_j = B_j^2/A_j$			232334.7222		1073.3889		10.0833		3.3611		142044.500		$S_R = S_T - \sum Q_j =$
			449178.2407			31344.4630		5650.0278			1883.3426		17552.8333

回归系数的显著性检验见表 3,方差分析结果表明,一次项 Y_1 与交互项 X_1Y_1, X_2Y_1, X_2Y_2 均不显著,一次项 X_1, X_2, Y_2, Z 均极显著,交互项 X_1Y_2 显著。将不显著的因子剔除,得所求的多元正交多项式的回归预测模型为:

$$\hat{U} = 2952.0370 + 113.6111X_1(x) - 91.2037$$

$$X_2(x) - 24.0926Y_2(y) - 12.5278X_1(x)Y_2(y) + 2.9611Z_1(z) \quad (8)$$

将公式(3),(4),(6),(7)代入(8),得到

$$\begin{aligned} \hat{U} = & 1589.6917 + 34.2830x - 0.4494y + \\ & 2.9611z - 0.3040x^2 + 0.0032y^2 - 0.0014xy^2 + \\ & 0.1949xy \end{aligned} \quad (9)$$

表 3 大豆产量方差分析

Table 3 Variance analysis of soybean yield

来源 Source		平方和 SS	自由度 df	均方 MS	F	
N(x)	X_1	232334.72	1	232334.7200	225.02**	$F_{0.01}(1,17) = 8.40$
	X_2	449178.24	1	449178.2400	435.03**	$F_{0.05}(1,17) = 4.45$
K(y)	Y_1	1073.39	1	1073.3900	1.0396	
	Y_2	31344.46	1	1344.4600	30.3573**	
交互作用	X_1Y_1	10.0833	1	10.0833	0.0098	
Interaction	X_1Y_2	5650.03	1	5650.0300	5.4721*	
	X_2Y_1	3.3611	1	3.3611	0.0033	
	X_2Y_2	1883.34	1	1883.3400	1.8240	
P(z)	Z	142044.50	1	142044.5000	135.58**	
回归 Regression		863522.13	9	95946.9000	92.9250**	
剩余 Residue		17552.83	17	1032.5200		
总计 Total		881074.96	26			

通过表 3,可计算出方差 $\hat{\sigma}^2$ 的估计量为 977.286 2, $\hat{\sigma} = 31.261 6$,由此可预报高蛋白大豆每公顷产量 \hat{U} 的 95% 的置信区间为 $\hat{U} \pm 1.96\sigma = U \pm 61.272 7$ 。高蛋白大豆产量的多元正交多项式回归预测模型的预测值与实际值比较见表 4,可知差值均在置信区间范围内,多元正交多项式回归模型对预测多因素施肥水平下高蛋白大豆产量值有实际参考价值。

对方程(9)进行一阶偏导数求导, $\frac{\partial U}{\partial x} =$

$34.2830 - 0.6080x; \frac{\partial U}{\partial y} = -0.4494 + 0.0064y$,得最高产量时氮钾肥用量,分别为 $56.39 \text{ kg} \cdot \text{hm}^{-2}, 70.22 \text{ kg} \cdot \text{hm}^{-2}$ 。本试验范围内,施磷量与产量呈正比,表明施磷量最优水平在 $110 \text{ kg} \cdot \text{hm}^{-2}$ 之上。为确定施磷量最佳水平,将施氮量值(x)定在 56.39,施钾量值(y)定在 70.22,对施磷量(z)进行单因素试验, z 值分别取 120, 140 和 160 三水平进行试验,得到的相应产量值为 3 301.56, 3 365.73 和 3 311.05。可知 z 值取 140.00 附近存在一极值点,因此取 z 值为 140.00,

x 值为 56.39, y 值为 70.22 时,可得大豆最高产量为3 365.73 kg·hm⁻²。

表 4 大豆产量多元正交多项式回归模型预测值与实测值比较

Table 4 Comparison between predicted value and measured value of multiple orthogonal polynomial regression models for soybean yield

序号	实测值	预测值	差值	序号	实测值	预测值	差值
No.	Measured value	Predicted value	Difference	No.	Measured value	Predicted value	Difference
1	2615.21	2646.46	-31.25	15	3282.48	3269.19	13.29
2	2730.24	2735.29	-5.05	16	3031.76	3016.79	14.97
3	2855.02	2824.13	30.89	17	3148.11	3105.62	42.49
4	2645.33	2680.35	-35.02	18	3151.24	3194.45	-43.21
5	2756.57	2769.18	-12.61	19	2832.17	2848.00	-15.83
6	2883.68	2858.01	25.67	20	2954.02	2936.83	17.19
7	2629.14	2644.40	-15.26	21	3015.02	3025.67	-10.65
8	2747.21	2733.23	13.98	22	2981.34	2955.51	25.83
9	2863.33	2822.06	41.27	23	3015.21	3044.34	-29.13
10	2992.33	3020.83	-28.50	24	3122.47	3133.17	-10.70
11	3114.23	3109.66	4.57	25	2872.21	2841.98	30.23
12	3174.69	3198.50	-23.81	26	2988.05	2930.81	57.24
13	3140.85	3091.53	49.32	27	2991.03	3019.64	-28.61
14	3174.78	3180.36	-5.58				

3 结论与讨论

大豆是需肥量较大的作物,氮、钾、磷肥对大豆产量及品质形成均具有重要作用,尤其在大豆开花至鼓粒期,植株正处于养分吸收和物质积累的高峰期,可吸收 60%~70%的氮钾磷养分,故应特别注重花荚期养分的充分供给。

大量研究表明^[17-19],适宜施氮有利于构建大豆高产群体,但过量施氮会造成大豆营养生长与生殖生长失衡,阻碍氮素向籽粒转运,抑制大豆产量构成。本试验研究结果与前人一致,在氮肥用量为 56.39 kg·hm⁻²时,大豆产量最高。同时,结果表明,在低施氮量水平(30 kg·hm⁻²),无论施钾量与施磷量施入水平高低,大豆产量值均低于其平均值,在高施氮量水平(60~90 kg·hm⁻²),大豆产量均高于其平均值,表明较高施氮水平更有利于促进大豆产量的提高,这也表明钾肥和磷肥只有在氮肥达到一定水平时才能更好地发挥肥效作用,氮磷钾施肥平衡才能实现作物高产。

大豆在各生育期中吸收的钾量,以花荚期最多,占总量的 63%,钾素能促进大豆植株对氮磷的吸收,提高品质和产量^[20]。有研究^[21-22]证实钾肥增产效果与土壤速效钾含量有关,土壤速效钾含量为 56.90~198.80 mg·kg⁻¹的土壤上施钾肥促进大豆增产,但韩晓增^[23],孙振宁等^[24]研究均

发现土壤速效钾含量为 149 mg·kg⁻¹时增施钾肥对大豆增产效果不明显。由于大豆产量受气候、轮作、土壤类型等多因素影响,在有限的研究中大豆对钾肥施用的反应仍具有不确定性。本研究中,在同一施氮水平下,随着施钾量的增大,大豆产量呈先增后降趋势,施钾 70.22 kg·hm⁻²时,大豆产量最高,这与大多数研究结果相一致,表明施钾量过低或过高均不利于大豆产量增加。

据研究营养期-生殖期是大豆对磷元素敏感期,缺磷会抑制根瘤的固氮量和固氮率,造成显著减产,增施磷肥可缓解大豆苗期弱光胁迫对大豆磷素与干物质积累的影响,促进大豆产量增加^[25]。高志英等^[26]研究发现,在遮光环境下,一定范围内增施磷肥对大豆产量具有正相关促进作用,产量增加幅度可达到 7.8%~11.44%。本试验结果同样发现,同一施氮量和施钾量水平下,随着施磷量(50~110 kg·hm⁻²)增大,大豆产量呈正相关增加。由于磷素在土壤中易被固定,土壤中有效磷含量对作物增产具有重要作用。陈远学等^[27]研究发现,低磷土壤(4 mg·kg⁻¹)施入磷肥增产显著,中磷土壤(15 mg·kg⁻¹)施入磷肥增产不显著,高磷土壤(70 mg·kg⁻¹)施入磷肥,大豆产量不增反减,本试验中可能土壤有效磷含量较低,磷肥施用对大豆增产效果明显。

肥料配施对产量的影响研究较多,但结论不一。田卫东^[28]、曲晓晶^[29]等多数研究发现,氮、磷、钾肥对大豆产量的贡献是氮肥>磷肥>钾肥,但王政等^[30]在青岛地区的试验显示,氮磷钾肥对大豆增产效应为氮肥>钾肥>磷肥,魏丹等^[31]在黑龙江进行的试验表明,缺钾对大豆减产影响最大,缺氮对大豆产量影响不一致,缺磷对大豆减产效果影响较小,陈怀珠等^[32]对华南春大豆研究显示,氮磷钾肥三因素对大豆产量的主效应为磷肥>氮肥>钾肥。本试验中,氮、钾、磷三因素的产量极差值分别为 387.20,79.97 和 177.62 kg·hm²,表明对高蛋白大豆产量影响为氮肥>磷肥>钾肥,这与前人多数研究结果不一致,表明大豆的生长发育受遗传和环境因子协同作用,不同地区大豆生产施肥应综合考虑品种特性及土壤肥力进行平衡施肥。

正交多项式回归进一步优化了一般多项式回归,建立的模型各回归系数之间相互独立,勿需重复计算,极大地简化了计算量,且对于等距和非等距自变量取值均可有效地使用,因此具有极大地应用空间。本文通过多元正交多项式分别对高蛋白大豆产量建立了预测模型,经模型拟合,氮、钾、磷施肥量分别为 56.39,70.22 和 140.00 kg·hm⁻²时,可得大豆最高产量 3 365.73 kg·hm⁻²。通过回归预测模型的方差分析及预测值与实际值比较可知,多元正交多项式回归模型对预测多因素施肥水平下高蛋白大豆产量具有实际参考价值。

参考文献:

- [1] 任孟珂,布冠好,左颖昕. 葡聚糖接枝对大豆蛋白功能特性及结构的影响[J]. 食品研究与开发,2020,41(6):6-12.
- [2] 朱敏. 体检健康人群大豆蛋白 sIgG 抗体检测及其所识别蛋白质组分析[D]. 天津:天津医科大学,2017.
- [3] 赵筛喜. 大豆蛋白织物经纱无 PVA 上浆生产实践[J]. 天津纺织科技,2020(1):51-53.
- [4] 李泓,张玉忠,梁晴晴. 高分子膜在大豆蛋白制备中的应用[J]. 山东化工,2019,48(2):68-70.
- [5] 肖卫东,杜志雄. 中国大豆产业发展:主要问题、原因及对策建议[J]. 全球化,2019(5):105-136.
- [6] 田艺心,高凤菊,曹鹏鹏. 饱和 D-最优设计在高蛋白大豆施肥优化中的应用[J]. 植物营养与肥科学报,2019,25(2):343-350.
- [7] 司玉坤,齐欣,武庆慧,等. 氮、磷肥用量对豫中地区大豆产量、干物质及经济效益的影响[J]. 中国农学通报,2019,35(15):30-34.
- [8] 陈成. 区间数据的多项式回归分析[D]. 南京:南京大学,2019.
- [9] 付茂宁,胡代玉. 作物水肥耦合产量效应模型研究进展[J]. 农业与技术,2018,38(14):53-54.
- [10] 章明清,李娟,章赞德,等. 基于农学效应的露地蔬菜氮磷

- 钾推荐施肥量研究[J]. 福建农业学报,2018,33(10):1023-1029.
- [11] 李娟,章明清,许文江,等. 提高三元肥效模型建模成功率的主成分回归技术研究[J]. 土壤学报,2018,55(2):467-478.
- [12] 黄威,贡放,吴珊,等. 正交多项式法在航空电磁运动噪声去除中的应用[J]. 物探与化探,2019(4):892-898.
- [13] 黄永刚. 基于正交多项式拟合的称重传感器非线性校正[J]. 中国测试,2018,44(4):92-95.
- [14] 陈艳,程胜,王晓丽,等. 正交多项式回归设计优化微波提取海藻糖工艺[J]. 食品科学,2010,31(22):119-122.
- [15] 宋志强,刘云贺. 基于正交多项式分解的水轮机竖向动荷载识别[J]. 水利学报,2016,47(11):1449-1455.
- [16] 高晨,朱宏擎. 一种基于正交多项式展开的 CT 三维投影数据重建算法[J]. 华东理工大学学报(自然科学版),2015,41(4):543-550.
- [17] 符小文,徐文修,李亚杰,等. 施氮量对夏大豆干物质积累、转运规律及产量的影响[J]. 中国农学通报,2019,35(35):79-86.
- [18] 刘博,卫玲,肖俊红,等. 肥料运筹对大豆产量及生长的影响[J]. 华北农学报,2018,33(S):195-200.
- [19] 高阳,傅积海,章建新,等. 施氮量对高产春大豆光合特性及产量的影响[J]. 中国农学通报,2020,36(14):34-40.
- [20] 王晓光,李春红,赵新华,等. 低钾胁迫下不同大豆品种钾吸收利用效率的差异分析[J]. 沈阳农业大学学报,2012,44(1):7-12.
- [21] 宋秋来,郭昕,龚振平,等. 土壤速效钾水平对大豆钾素积累及产量影响的研究[J]. 作物杂志,2014,12(2):106-114.
- [22] 李兴涛,佟晓楠,于海秋,等. 不同低钾耐性大豆品种钾素效率的差异[J]. 大豆科学,2014,33(3):385-388.
- [23] 韩晓增,胡国华,邹文秀. 东北地区不同轮作方式下大豆产量对施钾的响应[J]. 土壤与作物,2014,3(4):157-161.
- [24] 孙振宁,李晶,段兴武,等. 氮磷钾施肥水平对大豆产量及性状的影响[J]. 作物杂志,2012,5(35):135-143.
- [25] 赵伟,宋春,周攀,等. 施磷量与施磷深度对玉米-大豆套作系统磷素利用率及磷流失风险的影响[J]. 应用生态学报,2019,29(4):1205-1214.
- [26] 高志英,杨永辉,张兆沛. 磷肥用量对大豆遮复光后干物质与磷素积累特征的影响[J]. 西北农业学报,2018,27(2):194-202.
- [27] 陈远学,周涛,黄蔚,等. 小麦/玉米/大豆间套作体系中小麦施磷后效对大豆产量、营养状况的影响[J]. 植物营养与肥科学报,2013,19(2):331-339.
- [28] 田卫东. 氮磷钾不同施用量对不同土壤肥力大豆产量的影响[J]. 安徽农学通报,2011,17(3):111-115.
- [29] 曲晓晶,曹莹珈,吴楠,等. 不同量级氮、磷、钾对大豆产量及品质的影响研究[J]. 现代农业科技,2013(24):35-37.
- [30] 王政,高瑞凤,姜涛,等. 氮磷钾肥配施对大豆产量的影响研究[J]. 青岛农业大学学报(自然科学版),2008,25(2):131-134.
- [31] 魏丹,李艳,李玉梅,等. 氮磷钾元素对黑龙江不同地区大豆产量和品质的影响[J]. 大豆科学,2017,36(1):87-91.
- [32] 陈怀珠,杨守臻,唐向民,等. 华南春大豆氮磷钾肥配施效应及用量研究[J]. 大豆科学,2018,37(1):117-125.



刘前亮,陈雪雪,简槐良,等.有机肥对污染土壤上蚯蚓生长及 Cd 和 Pb 吸收的影响[J].黑龙江农业科学,2020(8):37-41.

有机肥对污染土壤上蚯蚓生长及 Cd 和 Pb 吸收的影响

刘前亮¹,陈雪雪¹,简槐良¹,罗 洋^{1,2}

(1. 贵州师范学院 地理与资源学院,贵州 贵阳 550018;2. 贵州师范学院 贵州省流域地理国情监测重点实验室,贵州 贵阳 550018)

摘要:为促进重金属污染土壤的修复,以赤子爱胜蚓为试验动物,以秸秆、牛粪、羊粪作为供试有机肥,采用室内接种法,研究有机肥对复合污染土壤上蚯蚓生长和 Cd 和 Pb 吸收的影响。结果表明:在不同处理条件下,污染土壤中蚯蚓数量顺序大小依次为秸秆>羊粪>牛粪>CK(不添加有机肥),其中施用秸秆有机肥时有较少的产卵量;蚯蚓个体均重大小顺序为秸秆>牛粪>羊粪>CK;与对照相比,添加牛粪、羊粪和秸秆后,蚯蚓体内 Cd 含量分别降低了 84.60%、94.02% 和 8.67%,蚯蚓体内 Pb 含量分别降低了 16.53%、15.04% 和 4.17%。试验后土壤有效态 Cd 和 Pb 含量大小顺序均为 CK>羊粪>牛粪>秸秆,其中秸秆处理组土壤有效态 Cd 和 Pb 浓度与对照相比分别降低了 1.45 和 430.35 mg·kg⁻¹。因此,秸秆发酵有机肥较适合于蚯蚓的生长,利于蚯蚓富集土壤中的重金属 Cd 和 Pb。

关键词:重金属;有机肥;蚯蚓

土壤是生态环境系统中重要的组成部分,是人类社会发展和赖以生存的主要资源之一。由于

全球人口增长速率过快、工业生产迅速发展以及农药、化肥的过量施用,大量重金属元素不断进入到土壤中,使土壤重金属污染日益加重。据研究表明,过量的重金属通过土壤-植物-食物链的传递和富集,最终危害人体健康^[1-2]。因此,开展重金属污染土壤的修复工作极其重要和紧迫^[3],如何选择合适的方法一直是学者们关注的问题^[4-5]。

收稿日期:2020-03-09

基金项目:贵州省科技计划项目(黔科合基础[2019]1247号);贵州师范学院大学生创新创业训练计划项目(2018520496)。

第一作者:刘前亮(1997-),男,在读学士,专业为农业资源与环境。E-mail:1914584460@qq.com。

通信作者:罗洋(1989-),男,硕士,讲师,从事土壤改良与污染修复研究。E-mail:luoyang2007730@163.com。

Orthogonal Polynomial Regression Analysis of Fertilizer Efficiency Prediction Model for High Protein Soybean

TIAN Yi-xin, GAO Feng-ju, CAO Peng-peng

(Dezhou Academy of Agricultural Sciences, Dezhou 253012, China)

Abstract: In order to optimize the fertilizer application in high-protein soybean production, multivariate orthogonal polynomial regression was used in this paper to model the dependence between fertilizer amount and soybean yield. The results showed that with the increase of nitrogen and potassium fertilizer application, soybean yield first increased and then decreased, and with the increase of phosphorus fertilizer, soybean yield showed a positive correlation line trend, and the effect size was nitrogen>phosphate>potassium. The variance estimate of regression model established by orthogonal polynomial was $\hat{\sigma}^2 = 31.2616$, and the 95% confidence interval of high-protein soybean yield per hectare was $\hat{U} \pm 1.96\hat{\sigma} = U \pm 61.2727$, with good effect. According to the model fitting, the maximum yield of soybean was 3365.73 kg·hm⁻², when N, K and P were 56.39, 70.22 and 140.00 kg·hm⁻², respectively. The multivariate orthogonal polynomial regression model has practical reference value for predicting the yield of high-protein soybean under multi-factor fertilization.

Keywords: high-protein soybean; fertilization; production; multivariate orthogonal polynomial regression model