

大豆苗后除草剂和表面活性剂 多元混用的研究

卢向阳¹, 徐 筠¹, 陈 莉¹, 林祥明², 刘巽浩³, 李孙荣³

(1. 北京市农林科学院植物保护研究所, 北京 100089;

2. 农业部发展中心, 北京 100026; 3. 中国农业大学 农学系, 北京 100094)

摘要: 在大豆田采用二次旋转回归设计测定了 3 种大豆苗后除草剂(虎威、苯达松、精喹禾灵)和十二烷基苯磺酸钠(ABS)、渗透剂 JFC 5 元混用的最佳配比和互作关系。药剂间的互作关系分别采用回归系数 t 测验法和变量轮换—方差分析法测定。两种方法对除草剂间的互作关系判别结果一致。其结果表明, 虎威+苯达松对苘麻有增效作用, 虎威+精喹禾灵对反枝苋有拮抗作用, 其余为相加作用或独立作用。对除草剂和表面活性剂的互作关系的评价结果, 两种方法不一致。其原因是在不同剂量范围某些因素相互作用方式和程度有时有所不同。回归系数 t 测验表明的相互作用关系指的是整个试验剂量范围, 而变量轮换—方差分析法则能反映特定剂量内(如最佳配比)的相互作用关系。采用后者测定表明, 在最佳配比范围内 ABS 和 JFC 与 3 种除草剂组合有增效作用。采用微分法求混用的最佳配比, 某些值会超出了试验水平范围, 而采用统计频数分析法较好。

关键词: 大豆; 虎威; 苯达松; 精喹禾灵; 表面活性剂; 二次旋转回归

中图分类号: S451.22 文献标识码: A 文章编号: 1000-7091(2001)04-0125-07

目前, 大豆田苗后除草剂的品种主要有苯达松、二苯醚类、芳氧苯氧丙酸类、环己二酮类等除草剂。由于大豆田杂草种类繁多, 这些除草剂单用均不能达到令人满意的除草效果。二苯醚类除草剂对阔叶杂草有良好的防效, 其中以虎威对大豆较安全。尽管如此, 虎威在推荐药量下(375 g/hm^2)使用, 仍有可能在夏季高温天气状况下对大豆产生较严重的药害, 危及大豆产量。但进一步降低用药量, 又存在除草效果不甚理想的缺陷。苯达松添加一定量的增效剂后, 对某些阔叶草如苘麻有较好的防效, 但对反枝苋防效仍较差, 但其突出的优点是对大豆有很高的安全性。利用它们两者的混用, 可降低虎威的用药量, 达到既安全, 又高效之目的。如果虎威与苯达松混用, 再配以单子叶杂草防除剂则可望成为大豆优良的除草剂配方。研究发现, 表面活性剂十二烷基苯磺酸钠(ABS)和渗透剂 JFC 对虎威、苯达松和精喹禾灵均有不同程度的增效作用。那么, 以上 3 种除草剂和两种表面活性剂混用的研究就涉及到 5 元混用的问题。迄今为止, 如何科学地判断除草剂和表面活性剂多元混用的合理性及其确定最佳配比的方法未见报道, 本文拟从大豆苗后化学除草为例, 对除草剂间及除草剂与表面活性剂间的互作关系和最佳配比作一探讨。

收稿日期: 2001-02-16

作者简介: 卢向阳(1955-), 男, 副研究员, 农学硕士, 主要从事农田杂草化学防除与农药制剂学研究工作。

1 材料和方法

1.1 试剂和试材

25%虎威水剂(捷利康公司)、48%苯达松水剂(巴斯夫公司)、5%精喹禾灵乳油(日本日产化学工业株式会社)、十二烷基苯磺酸钠(ABS, 上海白猫有限公司)、渗透剂 JFC(天津助剂二厂)。

双子叶杂草: 苘麻(*Abutilion thophrasti*), 反枝苋(*Amaranthus retroflexs*), 马齿苋(*Portulaca oleracea*); 单子叶杂草: 牛筋草(*Eleusine indica*)。

1.2 方法

试验在北京顺义大豆田进行, 大豆播种期为 2000 年 6 月 23 日。试验采用二次旋转设计, 共 36 个处理, 每个处理重复 2 次。试验因素和水平见表 1。待双子叶杂草长至 5~6 叶, 单子叶杂草长至 4~5 叶时, 然后进行喷药处理, 各处理药剂和表面活性剂用量见表 1 和表 2。喷药采用 MATABI 背负式喷雾器, HARDI 4110—10 扇形喷头, 喷雾容量为 375 L/hm², 喷药后 15 d, 称量杂草地上部鲜重, 计算防效。根据 5 因素回归正交表计算出各项回归系数, 并将回归系数代入回归方程, 再采用微分法和统计频数分析法来计算最佳配比。通过对各回归系数的 t 检验和变量轮换—方差分析法来判别药剂间或药剂与表面活性剂间的互作关系。

表 1 因素水平编码表

因素	水 平				
	— 2	— 1	0	1	2
虎威 x_1 (g/hm ²)	0	37.5	75	112.5	150
苯达松 x_2 (g/hm ²)	0	150	300	450	600
精喹禾灵 x_3 (g/hm ²)	0	11.25	22.5	33.75	45
ABS x_4 (%)	0	0.05	0.1	0.15	0.2
JFC x_5 (%)	0	0.1	0.2	0.3	0.4

注: 除草剂剂量为有效成分, 表 2 同

2 结果与分析

2.1 杂草的总防效分析

根据 5 因素回归正交表^[1]计算出各项回归系数, 并将回归系数代入回归方程, 得:

$$y = 90.10 + 3.18x_1 + 3.38x_2 + 1.45x_3 + 1.77x_4 + 1.68x_5 + 1.64x_1x_2 - 0.93x_1x_3 - 0.81x_1x_4 - 0.43x_1x_5 + 0.11x_2x_3 + 0.3x_2x_4 - 0.06x_2x_5 - 1.16x_3x_4 - 1.95x_3x_5 - 0.16x_4x_5 - 1.47x_1^2 - 0.45x_2^2 - 3.35x_3^2 + 0.16x_4^2 - 1.21x_5^2$$

根据 5 因素回归正交表各处理的总防效(y_a)进行以下计算:

$$D_{总} = \sum y_a^2 - 1/36(\sum y_a)^2 = 266\,726.8 - 1/36(3\,088.6)^2 = 1742.08 (f_{总} = 35)$$

$$D_{\text{剩}} = \sum y_a^2 - \sum b_j B_j - \sum b_{ij} B_{ij} = 266\,726.8 - 90.10 \times 3\,088.6 + 11\,683.25 = 127.19 (f_{\text{剩}} = 15)$$

$$D_{\text{回}} = D_{\text{总}} - D_{\text{剩}} = 1\,742.08 - 127.19 = 1\,614.89 (f_{\text{回}} = 20)$$

零水平中心点有 $m_0 = 10$ 个重复试验, 可求得:

$$D_{\text{误}} = \sum y_{oi}^2 - 1/10 (\sum y_{oi})^2 = 80\,929.81 - 1/10 (898.5)^2 = 199.59 (f_{\text{误}} = 9)$$

表 2 试验方案及除草效果

编号	除草剂剂量(g/ hm ²)			助剂浓度(%)		除草效果(%)				
	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	苘 麻	反枝苋	马齿苋	牛筋草	合 计
1	112.5	450	33.75	0.15	0.3	93.5	89.9	97.2	100	93.3
2	112.5	450	33.75	0.05	0.1	86.9	92.4	100	81.8	88.4
3	112.5	450	11.25	0.15	0.1	99.0	98.6	100	83.4	92.4
4	112.5	450	11.25	0.05	0.3	99.4	96.8	100	65.0	90.7
5	112.5	150	33.75	0.15	0.1	67.9	91.5	100	96.3	81.0
6	112.5	150	33.75	0.05	0.3	65.8	83.0	100	97.9	77.3
7	112.5	150	11.25	0.15	0.3	78.3	98.8	100	95.7	87.7
8	112.5	150	11.25	0.05	0.1	60.5	98.4	100	67.3	71.3
9	37.5	450	33.75	0.15	0.1	81.0	91.5	100	98.4	85.6
10	37.5	450	33.75	0.05	0.3	79.4	92.9	100	100	85.4
11	37.5	450	11.25	0.15	0.3	83.8	98.4	100	98.4	89.6
12	37.5	450	11.25	0.05	0.1	77.7	82.6	88.2	54.4	73.8
13	37.5	150	33.75	0.15	0.3	69.3	98.1	88.2	100	80.9
14	37.5	150	33.75	0.05	0.1	64.8	98.1	100	100	78.5
15	37.5	150	11.25	0.15	0.1	62.5	93.3	100	94.6	74.8
16	37.5	150	11.25	0.05	0.3	65.8	44.8	100	84.4	79.2
17	150	300	22.5	0.1	0.1	94.2	98.1	100	95.2	95.8
18	0	300	22.5	0.1	0.2	74.7	64.4	66.4	96.8	74.7
19	75	600	22.5	0.1	0.2	90.4	100	100	98.1	92.5
20	75	0	22.5	0.1	0.2	72.8	100	100	95.6	86.1
21	75	300	45.0	0.1	0.2	78.1	60.7	100	99.5	83.6
22	75	300	0	0.1	0.2	71.2	98.6	100	59.7	71.8
23	75	300	22.5	0.2	0.2	90.4	90.6	100	100	92.1
24	75	300	22.5	0	0.2	84.6	96.8	100	100	91.4
25	75	300	22.5	0.1	0.4	73.8	98.6	100	100	86.8
26	75	300	22.5	0.1	0	77.3	92.4	100	95.2	85.7
27	75	300	22.5	0.1	0.2	85.9	97.9	100	90.3	78.3
28	75	300	22.5	0.1	0.2	84.0	92.4	100	100	89.6
29	75	300	22.5	0.1	0.2	89.8	95.2	100	100	93.4
30	75	300	22.5	0.1	0.2	87.8	97.2	100	100	93.2
31	75	300	22.5	0.1	0.2	93.2	95.9	100	100	95.3
32	75	300	22.5	0.1	0.2	79.6	96.6	100	100	88.9
33	75	300	22.5	0.1	0.2	84.4	94.5	100	100	90.6
34	75	300	22.5	0.1	0.2	82.5	95.2	100	100	89.9
35	75	300	22.5	0.1	0.2	81.5	89.0	100	100	87.3
36	75	300	22.5	0.1	0.2	87.8	93.8	100	100	92.0

$D_{\text{拟}}=D_{\text{剩}}-D_{\text{误}}=127.19-199.59=-72.40(f_{\text{拟}}=6)$
失拟性检测: $F_1=(D_{\text{拟}}/f_{\text{拟}})/(D_{\text{误}}/f_{\text{误}})=(-72.40/6)/(199.59/9)$
 $=-0.54<F_{0.05}(6,9)=3.37$
 $F_1<F_{0.05}$ 说明二次方程式与实际情况拟合的较好。
回归式显著性检测: $F_2=(D_{\text{回}}/f_{\text{回}})/(D_{\text{剩}}/f_{\text{剩}})=(1\,614.89/20)/(127.19/15)$
 $=9.52>F_{0.01}(20,15)=3.36$
 $F_2>F_{0.01}$ 说明该方程能够反映出除草效果与5个因素间的关系。

2.2 最佳配比的选择

2.2.1 微分法 根据 Drary 微分法^[3]对回归方程求偏导, 然后令其偏导数为零, 得方程组如下:

$2.94x_1-1.64x_2+0.93x_3-0.81x_4+0.43x_5=3.18$
 $-1.64x_1+0.90x_2-0.11x_3-0.30x_4+0.06x_5=3.38$
 $0.93x_1+0.11x_2-6.73x_3-1.16x_4-1.95x_5=1.45$
 $-0.81x_1-0.3x_2+1.16x_3-0.32x_4+0.16x_5=1.77$
 $0.43x_1+0.06x_2-1.95x_3+0.16x_4+2.44x_5=1.68$

采用矩阵的 Doolittle 分解法^[2], 解得:
 $x_1=0.857, x_2=3.390, x_3=1.289, x_4=-6.286, x_5=-0.164$

以上数据从数学角度来看, 是正确的, 但从本研究的试验水平范围(−2~+2)来看, x_2 和 x_4 的值已超出试验水平范围, 为不合理值。因此, 在多元回归中采用微分法求最佳配比的方法在实际上往往不可行。

2.2.2 统计频数分析方法 以步长为 1, 5 因素按 5 个不同用量混用, 可以有 $5^5=3\,125$ 个配方。在计算机上对这 3 125 个配方的优化分析结果如表 3。

表 3 总防效大于 90%因素水平组合的分布

编码	x_1		x_2		x_3		x_4		x_5	
	次数	%	次数	%	次数	%	次数	%	次数	%
−2	0	0	0	0	13	25.5	2	8.7	9	23.7
−1	0	0	0	0	6	11.8	2	8.7	11	28.9
0	4	22.2	4	22.2	16	31.4	5	21.7	10	26.3
1	7	38.9	7	38.9	13	25.5	7	30.4	4	10.5
2	7	38.9	7	38.9	3	5.9	7	30.4	4	10.5
平均值	1.166 7		1.166 7		−0.254 9		0.652 2		−0.447 4	
标准误	0.180 0		0.180 0		0.175 0		0.310 5		0.215 4	
95%置信区间	0.787~1.547		0.787~1.547		−0.624~0.114		−0.03~1.307		−0.902~0.007	
最佳配比范围	104.5~133.0		418.1~532.1		15.5~23.8		0.10~0.17		0.11~0.20	

从表 3 可见, 总防效大于 90%的 129 个组合中, x_1, x_2, x_4 多集中在 1 和 2 水平上, x_3 以中等水平为多, x_5 以−1 和 0 水平为多。

2.3 5 因素对杂草作用分析

采用回归系数的 t 测验方法^[1], 可求得 4 种杂草单一或总防效的 t 值, 结果见表 4 和表

5。

表 4 5 因素对杂草单一作用的 t 值

杂草	t ₁	t ₂	t ₃	t ₄	t ₅
苘麻	4.74 ^{**}	9.65 ^{**}	−0.22	2.23 [*]	1.35
反枝苋	2.92 [*]	0.93	−1.25	1.47	−0.78
马齿苋	4.69 ^{**}	−0.15	−0.15	−0.15	−0.15
牛筋草	−0.99	−1.08	4.55 ^{**}	2.50 [*]	1.61
总防效	5.30 ^{**}	5.63 ^{**}	2.42 [*]	2.95 [*]	2.80 [*]

注: t_{0.05}(15)=2.13, 大于 t_{0.05}为增效, 小于 t_{0.05}=−2.13 为拮抗, 表5 同

从表 4 可见, 5 因素对抑制杂草(总防效)均有显著的正效应(正值), 精喹禾灵(t₃)和 ABS(t₄)对抑制牛筋草有显著的正效应, 虎威(t₁)对抑制马齿苋有显著的正效应, 虎威(t₁)、苯达松(t₂)和 ABS(t₄)对抑制苘麻有显著的正效应。

表 5 5 因素对杂草互作的 t 值

杂草	t ₁₂	t ₁₃	t ₁₄	t ₁₅	t ₂₃	t ₂₄	t ₂₅	t ₃₄	t ₃₅	t ₄₅
苘麻	2.57 [*]	−1.52	0.95	0.57	−1.09	−0.39	−0.65	−0.30	−1.11	−0.33
反枝苋	−0.77	−2.98 [*]	−1.68	0.57	−1.38	−1.34	2.13 [*]	−1.90	0.75	1.97
马齿苋	−0.19	−0.19	−0.19	−0.19	1.35	1.35	1.35	1.72	1.72	1.72
牛筋草	0.02	−0.05	0.29	−0.15	0.71	1.11	0.68	−2.27 [*]	−0.59	−0.59
总防效	2.25 [*]	−1.27	1.11	−0.59	0.15	0.41	−0.08	−1.59	−2.68 [*]	−0.22

从表 5 可见, 虎威+ 苯达松(t₁₂)对杂草(总防效)和苘麻有增效作用, 精喹禾灵+JFC(t₃₅)对杂草有拮抗作用(负值)。精喹禾灵和 ABS(t₃₄)对牛筋草有拮抗作用。虎威+精喹禾灵(t₁₃)对反枝苋有拮抗作用, 苯达松+JFC(t₂₅)对反枝苋有增效作用。其他不显著的 t 值表示没有相互作用关系。

那么, 上述分析是否正确呢? 为此, 作者采用变量轮换—方差分析的方法进一步进行了分析。方法是: 固定一个相关因素, 并确定 3 个水平, 即该因素缺省时(编码为−2 时)和最佳配比的 95%置信区间的上、下限 3 个水平, 然后分别与其他 4 个因素最佳配比的 95%置信区间的上、下限进行不同组合, 每测定一个固定因素的组合数为 4²=16, 组合方式见表 6。

表 6 4 种因素 16 种组合表

x _a	x _b	x _c	x _d	x _a	x _b	x _c	x _d	x _a	x _b	x _c	x _d	x _a	x _b	x _c	x _d
d	d	d	d	d	d	u	u	d	d	u	d	d	u	u	d
d	u	d	d	d	u	u	u	u	u	d	u	u	d	d	d
u	d	d	d	u	d	u	u	d	d	d	u	d	u	d	u
u	u	d	d	u	u	u	u	u	u	u	d	u	d	u	d

注: d 为各因素 95%置信区间的下限, u 为 95%置信区间的上限

依次代入回归方程式, 在计算机上进行变量轮换分析。由此, 固定因素的每个水平可得 16 个防效值, 共测定 3 个水平, 可得 48 个值。再将防效值经 $\sin^{-1}\sqrt{x}$ 转换后进行方差分析。方差分析在计算机 SAS 软件上进行。为了减少工作量, 在此只选取有增效或拮抗作用的组

合,对相加作用的组合只选取一组(表 7)。表 7 结果表明,有与没有 x_5 (JFC)对总防效存在显著差异。这就是说 JFC 对其他 4 因素(包括精喹禾灵 x_3)有增效作用。这一点与 ABS、JFC 分别同虎威、苯达松、精喹禾灵混用结果相同。 x_4 (ABS)对牛筋草同样有增效作用。这一点与 t 测验的结论完全相同。精喹禾灵与其他 4 因素组合,对苘麻有增效作用;对马齿苋防效的影响不显著,即无正负效应;但对反枝苋的防效有负影响,随其剂量从无到有,从高到低,防效逐渐下降,并存在显著差异,属拮抗作用。后两项结果与马齿苋的 t 测验及 t_{13} (反枝苋)的值结果相同。从 t_{13} 值可推断,精喹禾灵与其他 4 因素组合的拮抗作用主要来自精喹禾灵+虎威。

表 7 变量轮换一方差分析法测定结果

轮换 因素	固定因素及水平		杂草种类及防效				
			苘麻	反枝苋	马齿苋	牛筋草	总杂草
x_1x_2	精喹禾灵 (x_3)	— 2	94. 6b	108. 8A	97. 8a		
x_4x_5		— 0. 624	101. 3a	100. 4B	98. 3a		
		0. 114	100. 1a	89. 7C	99. 2a		
x_1x_2	ABS (x_4)	— 2				61. 6C	88. 9c
x_3x_5		— 0. 03				84. 4B	95. 0b
		1. 307				98. 0A	99. 8a
x_1x_2	JFC (x_5)	— 2					90. 6B
x_3x_4		— 0. 902					96. 2A
		0. 007					98. 6A

注:每个防效值为 16 次测定的平均数,竖行栏内防效值后不同大、小写字母分别表示达 $P=0. 01$ 和 $P=0. 05$ 显著水平

3 讨论

采用二次旋转回归设计解决除草剂和表面活性剂的多元混用是一种良好的方法,由于处理数适当,试验精确度较高,与二元混用的等效线法相比,试验工作量相对较小,但计算过程繁琐,必须有计算机辅助才行。其中采用频数分析法求最佳配比比较符合实际,而微分法的解往往超出实际应用剂量范围。回归系数的 t 测验表明的相互作用指的是整个试验剂量范围。但某些因素在不同剂量范围表现的相互作用方式和程度有时有所不同。本研究中采用的变量轮换一方差分析能够反映最佳配比范围内因素之间的正负效应。

本试验的 5 元混用除了防除反枝苋有拮抗作用以外,对苘麻、马齿苋、牛筋草等大豆田主要杂草有良好的抑制作用,可以在以苘麻、马齿苋、牛筋草等杂草为主的大豆田应用。由于降低了二苯醚类除草剂的用量,药剂对大豆更安全。

参考文献:

[1] 徐中儒. 回归分析与试验设计[M]. 北京: 中国农业出版社, 1998.
[2] 关 治, 陈景良. 数值计算方法[M]. 北京: 清华大学出版社, 1990.
[3] Drury R E. Physiological interaction, its mathematical expression[J]. Weed Science, 1980, 28(5): 573— 579.

Studies on Multiple Combinations of Postemergence Herbicides with Surfactants for Weed Control in Soybean

LU Xiang-yang¹, XU Jun¹, CHEN Li¹, LIN Xiang-ming²,

LIU Xun-hao³, LI Sun-rong³

(1. Institute of Plant Protection, Beijing Academy of Agricultural and Forestry Sciences Beijing 100089, China;

2. Development Centre, Agricultural Ministry of China, Beijing 100026, China;

3. Department of Agronomy, China Agricultural University, Beijing 100094, China)

Abstract: The experiment of five-way combinations of fomesafen, bentazon, quizalofop-p-ethyl, ABS and JFC was conducted to determine their optimum proportion of application and relation of mutual action (RMA) in soybean field by Quadratic Regression Design. The RMA was determined with regressive coefficient T-test and Changing Variable-ANOVA. The results of the two methods for evaluating the RMA of herbicides were identical, which showed that combination of fomesafen and bentazon had synergism to *abutilon thophrasti*; mixture of fomesafen and quizalofop-P had antagonism to *Aararanthus ascendens* Loisel; the others were additive or independent. The results of the two methods above evaluating the RMA between herbicides and surfactants were not identical. The reason was that RMA and its degree between factors could vary with different rates. RMA expressed by Regressive coefficient T-test was at the whole range of the experimental rate. But RMA expressed by Changing Variable-ANOVA was at the certain range (e.g. optimum proportion). Three herbicides with surfactant ABS and JFC had synergism by changing variable ANOVA. The optimum proportion calculated by calculus could go beyond the level of the experiments while the analytical method of percentage had a good result.

Key words: Soybean; Fomesafen; Bentazon; Quizalofop-p-ethyl; Surfactants; Regression design