

回归分析在莴笋无土栽培 营养液配方中的应用

马耀华 雷玉慧 肖俊璋

(西北农业大学资源与环境科学系, 陕西杨凌 712100)

摘 要 采用回归分析法,通过盆栽试验,研究莴笋无土栽培营养液中大量元素的最优配方。结果表明,当营养液中 $\text{Ca}(\text{NO}_3)_2 \cdot 4\text{H}_2\text{O}$, KNO_3 , $\text{NH}_4\text{H}_2\text{PO}_4$, $\text{MgSO}_4 \cdot 7\text{H}_2\text{O}$ 分别为 1 745, 1 107, 15, 893 $\text{mg} \cdot \text{L}^{-1}$ 时,能满足莴笋生长发育的需要而获得高产。同时还确定了最佳浓度范围及不同因子对植株产量影响的相对大小。这说明用回归分析法研究无土栽培营养液配方是切实可行的。

关键词 莴笋, 无土栽培, 营养液, 配方, 回归分析

分类号 S317, S636. 204. 7

无土栽培是一项高产、优质、高效的农业技术。目前许多国家都有无土栽培研究机构。近年来我国无土栽培也有了发展^[1]。无土栽培的核心是营养液。营养液配方的确定过去多用化学分析方法,但这种方法通常不与作物生长过程相联系。本研究在前人研究^[2,3]的基础上,试图克服化学分析法^[4]的缺点,应用回归分析方法^[5,6],来研究莴笋无土栽培营养液配方。

1 材料与方

1.1 试验材料

供试作物为直立紫红莴笋。第一阶段于 1996 年 11 月 2 日移栽,1997 年 1 月 6 日收获。培养期 65 d,在培养过程中每周更换一次营养液,每天打气一次。第二阶段于 1997 年 3 月 20 日移栽,4 月 30 日收获,培养期 40 d,随气温升高,营养液更换和打气次数都相应增加。

1.2 试验方法

整个试验分为最优配方选择和验证试验两个阶段。

表 1 营养液中微量元素用量 $\text{mg} \cdot \text{L}^{-1}$

含 量	$\text{Na}_2\text{Fe-EDTD}$ (含 Fe14.0%)	H_3BO_3	$\text{MnSO}_4 \cdot 4\text{H}_2\text{O}$	$\text{ZnSO}_4 \cdot 7\text{H}_2\text{O}$	$\text{CuSO}_4 \cdot 5\text{H}_2\text{O}$	$(\text{NH}_4)_6\text{Mo}_7\text{O}_{24} \cdot 4\text{H}_2\text{O}$
化合物	30.00	2.86	2.13	0.22	0.08	0.02
元 素	4.20	0.50	0.50	0.05	0.02	0.01

最优配方选择试验方案设计 营养液中微量元素采用通用配方^[2](表 1)。大量元素选用 $\text{Ca}(\text{NO}_3)_2 \cdot 4\text{H}_2\text{O}$, KNO_3 , $\text{NH}_4\text{H}_2\text{PO}_4$, $\text{MgSO}_4 \cdot 7\text{H}_2\text{O}$ 4 个试验因子,采用二次回

归饱和设计(表 2, 3)。重复 4 次, 随机排列。

验证试验方案设计 以文献[2] 中的霍格兰配方、华南农大叶菜配方和日本山崎莴笋配方为对照, 对本研究选择的最优配方($\text{Ca}(\text{NO}_3)_2 \cdot 4\text{H}_2\text{O}$, KNO_3 , $\text{NH}_4\text{H}_2\text{PO}_4$, $\text{MgSO}_4 \cdot 7\text{H}_2\text{O}$ 分别为 1 745, 1 107, 15, 893 $\text{mg} \cdot \text{L}^{-1}$) 进行验证。重复 5 次, 随机排列。

表 2 试验因子编码值 $\text{mg} \cdot \text{L}^{-1}$

因子	零水平 Z_{0j}	变化区间 Δ_j	x_{xj}			
			1	0. 4114	- 0. 6502	- 1
$Z_1[\text{Ca}(\text{NO}_3)_2 \cdot 4\text{H}_2\text{O}]$	945	800	1745	1274. 12	424. 84	145
$Z_2[\text{KNO}_3]$	607	500	1107	812. 7	281. 9	107
$Z_3[\text{NH}_4\text{H}_2\text{PO}_4]$	115	100	215	156. 14	49. 98	15
$Z_4[\text{MgSO}_4 \cdot 7\text{H}_2\text{O}]$	493	400	893	657. 56	232. 92	93

表 3 试验处理方案 $\text{mg} \cdot \text{L}^{-1}$

处理号	$x_1(z_1)$	$x_2(z_2)$	$x_3(z_3)$	$x_4(z_4)$
1	- 1(145)	- 1(107)	- 1(15)	- 1(93)
2	1(1745)	- 1(107)	- 1(15)	- 1(93)
3	- 1(145)	1(1107)	- 1(15)	- 1(93)
4	- 1(145)	- 1(107)	1(215)	- 1(93)
5	- 1(145)	- 1(107)	- 1(15)	1(893)
6	0. 4114(1274. 12)	0. 4114(812. 7)	- 1(15)	- 1(93)
7	0. 4114(1274. 12)	- 1(107)	0. 4114(156. 14)	- 1(93)
8	0. 4114(1274. 12)	- 1(107)	- 1(15)	0. 4114(657. 56)
9	- 1(145)	0. 4114(812. 7)	0. 4114(156. 14)	- 1(93)
10	- 1(145)	0. 4114(812. 7)	- 1(15)	0. 4114(657. 56)
11	- 1(145)	- 1(107)	0. 4114(156. 14)	0. 4114(657. 56)
12	- 0. 6502(424. 84)	1(1107)	1(215)	1(893)
13	1(1745)	- 0. 6502(281. 9)	1(215)	1(893)
14	1(1745)	1(1107)	- 0. 6502(49. 98)	1(893)
15	1(1745)	1(1107)	1(215)	- 0. 6502(232. 92)

2 结果分析

2. 1 最优配方选择

由于试验所用莴笋幼苗大小不一致, 会对试验的误差和处理效果产生影响。为了正确估计试验结果, 以初始重为协变量对试验结果进行协方差分析。结果表明, 植株干重与幼苗初始重的回归关系达极显著($F = 8. 339 9^{**}$)。说明幼苗初始大小差异对试验结果确实有影响。为此必须对植株干重进行修正, 将这种差异造成的影响从实验结果中分离出去才能对试验结果作出正确估计。各处理的修正值 $\bar{y}$ 如表 4 表示。

用表 4 植株干重修正值 $\bar{y}$ 对 4 个试验因子(x_i) 配置四元二次回归方程得:

$$\begin{aligned} y = & 3. 3803 + 0. 2379x_1 + 0. 0422x_2 + 0. 0185x_3 + 0. 3716x_4 - 0. 2782x_1^2 + \\ & 0. 5812x_2^2 - 0. 2458x_3^2 + 0. 1541x_4^2 + 0. 0488x_1x_2 - 0. 0044x_1x_3 + \\ & 0. 2318x_1x_4 - 0. 3909x_2x_3 - 0. 092x_2x_4 - 0. 3398x_3x_4 \end{aligned} \tag{1}$$

用回归方程(1) 求出各处理的回归值($\hat{y}$) 列于表 4。由表 4 可以看出, 观察值 $\bar{y}$ 与回归

值 $\hat{y}$ 十分吻合, 经 χ^2 检验不显著。说明方程拟合好, 能反映实际情况。

根据方程(1) 在计算机上进行选优的结果, 莴笋最高产量 $y_{\max} = 5.15 \text{ g/株}$ 。最高产量时 4 个因子的数量, 也即营养液的最优配方: $\text{Ca}(\text{NO}_3)_2 \cdot 4\text{H}_2\text{O}$, KNO_3 , $\text{NH}_4\text{H}_2\text{PO}_4$, $\text{MgSO}_4 \cdot 7\text{H}_2\text{O}$ 分别为 $1\,745, 1\,107, 15, 893 \text{ mg} \cdot \text{L}^{-1}$ 。

表 4 莴笋植株干重修正值 $\bar{y}$ 及回归值 $\hat{y}$ g/株

处理	$\bar{y}$	$\hat{y}$	处理	$\bar{y}$	$\hat{y}$
1	2.3750	2.37	9	3.0535	3.05
2	2.2981	2.30	10	3.0599	3.06
3	3.3276	3.33	11	3.6446	3.64
4	3.8821	3.88	12	3.0274	3.03
5	3.5183	3.52	13	4.0265	4.03
6	2.8386	2.84	14	5.0397	5.04
7	3.8109	3.81	15	3.3432	3.34
8	3.6924	3.69			

2.2 验证试验

对回归方程(1) 选择的最优配方进行验证, 结果(表 5) 表明, 莴笋幼苗初始重(w) 与植株干重(y) 回归关系不显著($F = 1.1746, F_{0.05} = 4.84$), 说明协变量(w) 对试验结果影响不大, 不需要进行修正, 可直接进行方差分析。方差分析结果表明, 处理间差异不显著($F = 2.7046, F_{0.05} = 3.49$)。说明本研究的配方与霍格兰配方、华南农大叶菜配方和日本山崎莴笋配方对莴笋生长发育的效果无差别, 该配方是正确的。

表 5 验证 试验结果 g/株

处理	平均											
	w	y	w	y	w	y	w	y	w	y	$\bar{w}$	$\bar{y}$
1	3.0	11.692	2.6	11.755	3.1	10.874	3.0	11.064	2.8	8.670	2.90	10.8110
2	4.5	11.642	4.8	11.162	5.9	8.258	2.8	7.654	2.6	7.288	4.12	9.2008
3	4.9	10.823	3.6	9.998	3.9	10.313	4.1	10.755	4.2	9.480	4.14	10.2738
4	2.8	9.841	3.4	8.456	3.4	9.684	2.9	9.208	3.4	9.251	3.18	9.2880

2.3 试验因子与莴笋产量的关系

2.3.1 不同试验因子对植株产量的影响 为了分析不同因子对莴笋植株干重的影响, 把方程(1) 4 个因子中的 3 个因子固定在零水平上, 得植株干重对不同因子的回归方程为:

$$\hat{y}_1 = -0.278x_1^2 + 0.2379x_1 + 3.3803 \tag{2}$$

$$\hat{y}_2 = 0.5812x_2^2 + 0.0422x_2 + 3.3803 \tag{3}$$

$$\hat{y}_3 = -0.2458x_3^2 + 0.0185x_3 + 3.3803 \tag{4}$$

$$\hat{y}_4 = 0.1541x_4^2 + 0.3716x_4 + 3.3803 \tag{5}$$

根据方程(2) ~ (5) 绘出各因子的影响曲线如图 1。从回归方程及其曲线可以看出, $\text{Ca}(\text{NO}_3)_2 \cdot 4\text{H}_2\text{O}$ 和 $\text{NH}_4\text{H}_2\text{PO}_4$ 对植株干重的影响趋势相同, 即随浓度增大植株干重增加, 但到一定程度后, 植株干重随浓度增加而下降; KNO_3 与 $\text{MgSO}_4 \cdot 7\text{H}_2\text{O}$ 趋势相同, 随浓度的增加植株干重呈加速度上升。此结果仅相对于研究范围而言, 不能随意外推。

2.3.2 试验因子与植株高产的关系 根据方程(1) 在计算机上选优, 在编码值 $-1 \leq x_{ij}$

≤ 1 区间内,取步长 0.4 时,营养液配比方案共有 1 296 个,其中产量> 4.3 g/ 株的高产方案有 70 个,其中, x_1 的编码值取- 0.2~ 1.0 时,其频率达 96.9%,即 $\text{Ca}(\text{NO}_3)_2 \cdot 4\text{H}_2\text{O}$ 取 785~ 1 745 $\text{mg} \cdot \text{L}^{-1}$; x_2 的编码值取- 1 和 0.6~ 1.0 时,其频率达 97.1%,即 KNO_3 取 107 和 907~ 1 107 $\text{mg} \cdot \text{L}^{-1}$; x_3 的编码值取- 1~ 0.6 时,其频率达 94.0%,即 $\text{NH}_4\text{H}_2\text{PO}_4$ 取 15~ 175 $\text{mg} \cdot \text{L}^{-1}$; x_4 的编码值取 0.6~ 1.0 时,其频率达 94.2%,即 $\text{MgSO}_4 \cdot 7\text{H}_2\text{O}$ 取 733~ 893 $\text{mg} \cdot \text{L}^{-1}$,均能使莴笋获得高产。

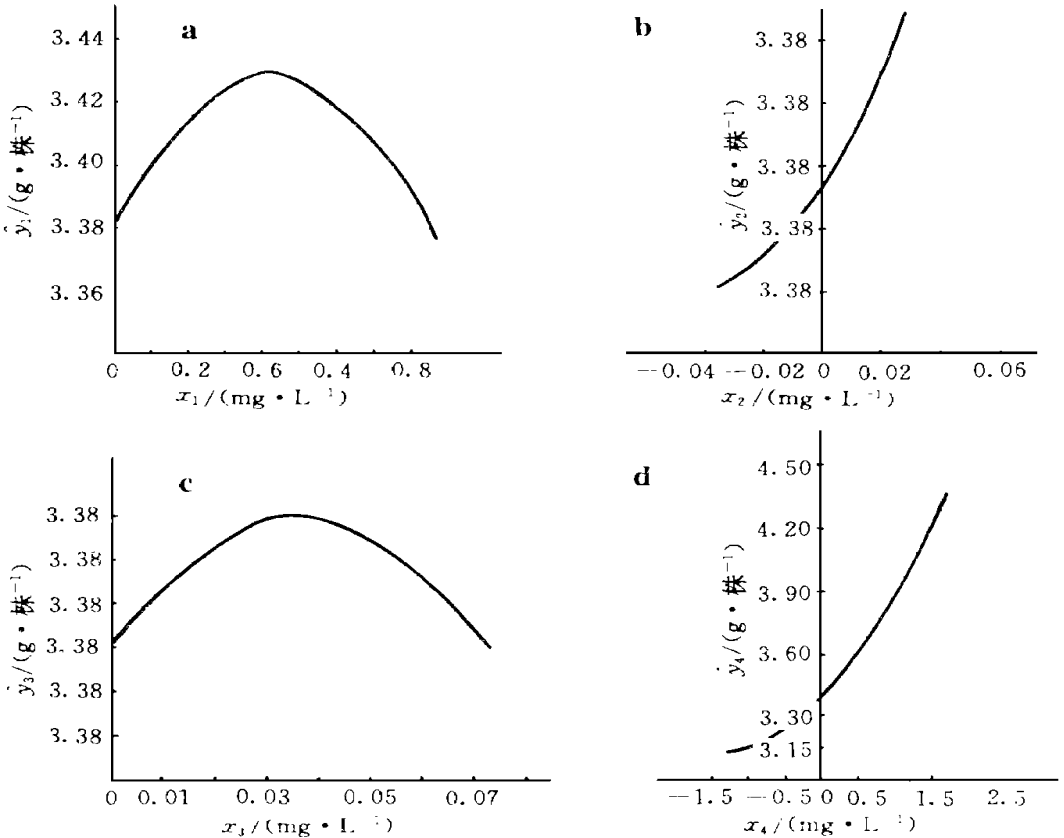


图 1 不同因子对植株产量的影响

a. $\text{Ca}(\text{NO}_3)_2 \cdot 4\text{H}_2\text{O}$; b. KNO_3 ; c. $\text{NH}_4\text{H}_2\text{PO}_4$; d. $\text{MgSO}_4 \cdot 7\text{H}_2\text{O}$

3 结 论

- 1) 试验证明, 莴笋营养液中 $\text{Ca}(\text{NO}_3)_2 \cdot 4\text{H}_2\text{O}$, KNO_3 , $\text{NH}_4\text{H}_2\text{PO}_4$, $\text{MgSO}_4 \cdot 7\text{H}_2\text{O}$ 的最优配方分别为 1 745, 1 107, 15, 893 $\text{mg} \cdot \text{L}^{-1}$. 说明用回归分析方法确定营养液配方是切实可行的。该法具有简单易行、省时省工、节约开支等优点。
- 2) 回归分析方法不仅能确定营养液的配方, 而且可以确定不同试验因子对植株产量影响的相对大小, 便于在栽培过程中根据作物需肥特性人为调控, 这是化学分析法所不能达到的。
- 3) 营养液配方中营养元素的数量不是绝对的, 而是一个浓度范围。回归分析方法可以

找出这个最佳浓度范围。这也是化学分析方法难以确定的。

参 考 文 献

- 1 马太和. 无土栽培. 北京: 农业出版社, 1985
- 2 连兆煌. 无土栽培原理与技术. 北京: 中国农业出版社, 1994
- 3 邢禹贤. 无土栽培原理与技术. 北京: 农业出版社, 1990
- 4 丁广建, 王东凯, 李雪梅. 蔬菜无土栽培技术研究. 第 4 报. 北方园艺, 1993(3): 11 ~ 13
- 5 西北农业大学, 华南农业大学主编. 农业化学研究法. 北京: 农业出版社, 1990
- 6 杨义群. 回归设计及多元分析在农业中的应用. 陕西杨凌: 天则出版社, 1990

The Application of Regression Analysis in Prescribing Nutrient Solution for Lettuce Hydroponics

Ma Yaohua Lei Yuhui Xiao Junzhang

(*Department of Resources and Environmental Science, Northwestern
Agricultural University, Yangling, Shaanxi 712100*)

Abstract Pot experiments were carried out to study the optimal prescription of macroelements in nutrient solution for lettuce hydroponics. The results obtained showed that, when the contents of $\text{Ca}(\text{NO}_3)_2 \cdot 4\text{H}_2\text{O}$, KNO_3 , $\text{NH}_4\text{H}_2\text{PO}_4$, and $\text{MgSO}_4 \cdot 7\text{H}_2\text{O}$ were at 1 745, 1 107, 15 and 893 mg/L respectively, the nutrients in solution could match the needs of lettuce growth and make it reach a high yield. At the same time, the optimal ranges of every nutrient content and the relative effects of various factors on plant yield were determined. So it is concluded that the regression analysis should be a feasible method for studying the nutrient prescription in hydroponics.

Key words lettuce, hydroponics, nutrient, solution, regression analysis