

养元素对另一种的导数)等于它们的价格之反比时,可取得资源或投入的最小成本组合。

$$\begin{cases} \frac{\partial P}{\partial N} = \frac{\partial Q}{\partial N} / \left(\frac{\partial Q}{\partial P} \right) = -\frac{P_N}{P_P} \\ \frac{\partial K}{\partial N} = \frac{\partial Q}{\partial N} / \left(\frac{\partial Q}{\partial K} \right) = -\frac{P_N}{P_K} \\ \frac{\partial K}{\partial P} = \frac{\partial Q}{\partial P} / \left(\frac{\partial Q}{\partial K} \right) = -\frac{P_P}{P_K} \end{cases} \quad (7)$$

从(7)中即可求得一定产量下使成本最小的营养元素量。

五、模型优缺点与改进

模型最大优点在于对原始数据拟合时,采用多种方法进行,使之愈来愈完善,具有很高的拟合精度和适度性。在此基础上,对模型作进一步讨论便可得到一系列可靠而实用的信息。并且,所得结论与客观事实很好地吻合,从而进一步说明模型是合理的。

在实际问题中,产量受作物种类、植株密度、施肥量、气候条件等各种因素的作用。我们仅考虑了施肥量影响,但稍加修改便能适合不同情况,如:

1. 考虑植株密度: 在原有数据基础上,加上一组植株密度变化数据,用同样方法建立四元二次模型,并加以讨论。

2. 土壤肥力影响: 在实际环境中,每块地肥力不等,有高产田与低产田之分。将土壤肥力也当作影响作物产量的一个因子,同样可进行分析。

在模型建立中,还可进行异常值检验,将其删除或加权,重新拟合后讨论。

参 考 文 献

- [1] 张乃生等,晋东南旱地玉米“产量——施肥”多元回归模型及其应用分析,数理统计与管理,1(1989),10—13.
- [2] 约翰·内特(美)等,应用线性回归模型,中国统计出版社,1990.
- [3] 北京大学概率统计系,SAS/STAT 软件“回归分析过程”,1991.
- [4] J·法朗士(英)等,农业中的数学模型,农业出版社,1991.
- [5] 厄尔 O·黑迪(美)等,农业生产函数,农业出版社,1991.

关于施肥效果分析问题的评注

项 可 风

(中国科学院系统科学研究所,北京 100080)

1992 年全国大学生数学模型竞赛,北京赛区共有 46 个队参赛,其中有 26 个队选做《施肥效果分析》题。我参加了本题的阅卷工作,总的情况很不错,都抓住问题的实质。应用回归方法去建立模型,而后用统计方法分析施肥效果。北京师范大学数学系队,获得北京赛区的特等奖,本期发表该队喻梅,金青松,唐福明等三位同学的文章,作为本题最优秀的一份答卷,供读者参阅。

下面就本次竞赛中被普遍忽视的几个问题提出一点看法。本文所使用符号与数据可

参看喻梅等的文章。

一、多因素轮换法试验,不可能估计交互作用

在氮(N)、磷(P)、钾(K),三种施肥试验中,本题的设计是,当一个营养素的施肥量变化时,总将另二个营养素的施肥量保持在第7水平上,如对土豆产量关于N的施肥量做试验时,P与K的施肥量分别取为196kg/ha与372kg/ha。这样的设计称为因素轮换法。

现假定施肥量与产量间关系,可用三元二次多项表示:

$$E(Q) = b_0 + b_N N + b_P P + b_K K + b_{NN} N^2 + b_{PP} P^2 + b_{KK} K^2 + b_{NP} NP + b_{NK} NK + b_{PK} PK, \quad (1)$$

式中最后三项为二个变元的交叉项,反应了因素间的交互效应。

记 (n_0, p_0, k_0) 为N、P、K施肥量的7水平值。若将坐标原点移到 (n_0, p_0, k_0) 点,模型(1)用新的坐标表示。模型方程是不变的。不难证明,在新的坐标表示下,(1)式所对应的设计矩阵X。它的最后三列全为零。相应地,回归系数估计的正规方程中, b_{NP}, b_{NK}, b_{PK} 的系数也为零。也就是说, b_{NP}, b_{NK}, b_{PK} 可任意给定。用统计术语来说,回归系数 b_{NP}, b_{NK}, b_{PK} 是不可估的。

但为什么用逐步回归方法对土豆产量建模时,却出现交叉项呢?

在对变量进行中心化和标准化后,虽然设计矩阵X的最后三列不为零列。但是可以证明它们可以分别用常数项,二个一次项所对应的三列线性表出。因此不能说它反应的是交互效应,更确切地说,交互效应与一次项效应混杂,不可能分离出来。这主要是因素轮换法设计的弊病所造成。

二、区组效应不可忽视

本试验在 (n_0, p_0, k_0) 点,重复了三次试验。以土豆为例,在肥量 $n_0 = 259, p_0 = 196, k_0 = 372$ (kg/ha),点上三次试验的产量为43.15, 41.26, 38.43(t/ha)。平均值 $\bar{y} = 40.95$ (t/ha),标准差 $\hat{\sigma} = 2.38$,若用 2σ 原理,试验的30个值均落在 $\bar{y} \pm 2\sigma^2$ 区间(36.19, 45.71)之中,这显然不合理。造成不合理的原因,在于我们假定三次重复产量的波动完全由随机误差产生。但实际上三次重复带有系统误差,这种系统误差主要来源于土壤肥力,生长期的管理措施等多种试验中的外界条件变化。在试验设计中,把在试验实施过程中,外界环境条件的差异所造成的系统偏差称为区组效应。在本题中,对应每种营养素的10次施肥试验,可以当作一个区组。区组内的10次试验可认为试验条件较为一致,而不同区组间,差别较大。设 $\beta_N, \beta_P, \beta_K$ 分别为三个区组效应量。将其放入模型(1)式中,不失一般性,可假定

$$\beta_N + \beta_P + \beta_K = 0, \quad (2)$$

这样我们就能得到唯一解。

在本问题中,由于交叉项不可估,模型(1)对三个变量来说是可分离的,可对三组数据,分别作成三个一元二次曲线。三个模型可得三个常数项,在常数项中,混杂着区组效应。每个常数项减去它们的平均值,即为(2)式中区组效应估计。在应用模型作施肥效果

分析时,区组效应要从模型中扣除,以提高使用的精确度。

三、试验设计的改进问题

在农作物产量的施肥试验中,因素之间常常存在着交互作用,这在设计试验时,应该把这点考虑进去。由于因素轮换法,不可能考察到交互效应,一般要用多因素的析因设计。假如,仅仅要拟合一个完全二次多项式模型,下面推荐一种响应曲面设计法。也叫二次复合设计。在三因素试验中,总共只要做 15 次试验,就可以用很简单方法,估计出 10 个回归系。现以土豆试验为例,其 15 个试验设计点为

因素 试号	N	P	K	因素 试号	N	P	K
1	179	146	272	9	356	196	372
2	179	146	472	10	161	196	372
3	179	246	272	11	259	257	372
4	179	246	472	12	259	135	372
5	339	146	272	13	259	196	494
6	339	146	472	14	259	196	250
7	339	246	272	15	259	196	372
8	339	246	472				

复合设计由三部分点组成,首先选择一个中心点,例如 15 号试验以原试验的 7 水平为中心点。而后以该点为中心,对每因素选一适当步长,再选二个水平值。例如上面设计, N、P、K 的步长分别为

$$\Delta N = 80, \Delta P = 50, \Delta K = 100(\text{kg/ha})$$

中心点下,上二个水平值为

$$N_0 \pm \Delta N = (179, 339), P_0 \pm \Delta P = (146, 246), K_0 \pm \Delta K = (272, 472).$$

再按 $2^3 = 8$ 析因试验法排列 8 次试验,即上表中 1—8 号试验。第三批试验是在以中心对称的坐标轴上的两个点,即上表的 9—14 号。水平计算按公式:

$$N = N_0 \pm \sqrt{\frac{\sqrt{8 \times 15 - 8}}{2}} \Delta N = (161, 356),$$

$$P = P_0 \pm \sqrt{\frac{\sqrt{8 \times 15 - 8}}{2}} \Delta P = (135, 257),$$

$$K = K_0 \pm \sqrt{\frac{\sqrt{8 \times 15 - 8}}{2}} \Delta K = (250, 494).$$

这样每个因素共取了五个水平,但只从 $5^3 = 125$ 个网格点中选出 15 个试验点。由于设计的有规则性,保证回归系数计算也很简单。有兴趣读者可参看 [1] 中的第 14 章内容。

参 考 文 献

- [1] 项可风、吴启光,试验设计与数据分析,上海科技出版社,1989 年。