

# 应用气候资料确定旱地冬小麦氮肥 用量的初步研究\*

陈明昌 张强 杨晋玲 巫东堂

(山西省农业科学院土肥所, 030031)

## USE OF METEOROLOGICAL DATA FOR DETERMINING NITROGEN FERTILIZER REQUIREMENTS OF DRYLAND WINTER WHEAT

Chen Mingchang, Zhang Qiang, Yang Jinling and Wu Dongtang

(Institute of soils and Fertilizer, Shanxi Academy of Agricultural Sciences, 030031)

**关键词** 旱地,冬小麦,氮肥

目前,国内外旱地冬小麦氮肥推荐用量一般是由产量和施肥量的二次效应方程确定的。当环境条件较稳定,产量受单一因子影响时,往往能得到较满意的结果。但是,在干旱和半干旱地区,由于季节降水量差异较大,小麦的产量极不稳定,几年的试验结果很难在不同的年份或气候条件下应用,因此在这类地区,有必要进行多点长期定位田间试验以提高研究结果的适应性。鉴于长期定位试验花费大、周期长和实施困难, Korentajer 等人<sup>[1-2]</sup>,根据他们的研究,提出了一个描述水分亏缺指数( $S$ )、氮肥用量与小麦产量的二次函数模型,即 $N \times S$ 效应方程。在一定程度上,解决了旱地小麦施肥和降水量脱节的问题。本文的目的是研究 Korentajer 等人的 $N \times S$ 效应方程在我国北方干旱和半干旱地区的适用性,在此基础上,对旱地冬小麦氮肥用量提出合理的建议。

### 一、田间试验和模型

#### (一) 田间试验

试验在万荣县进行,该县属干旱半干旱地区,降水主要集中在7—9月份,这三个月的降水量占全年降水量的55%。在冬小麦生育期内,多年平均降水量为187.7mm,占全年降水的34.6%;蒸发量为807.5mm,占全年蒸发量的43.3%。

旱地冬小麦田间肥料试验是“山西省化肥联合试验网”的一部分,于1981—1984年在全省组织实施

\* 蒙白大鹏副研究员、杨壁研究员阅读全文并斧正,谨致谢意。

的。试验共分 8 项处理, 即 CK,  $N_1$ ,  $N_1P_1$ ,  $P_1$ ,  $N_1P_1$ ,  $N_2P_1$ ,  $N_2P_2$ ,  $N_2P_2K$ 。其中,  $N_1 = 75\text{kgN/ha}$ ,  $N_2 = 150\text{kgN/ha}$ ,  $P_1 = 75\text{kgP}_2\text{O}_5/\text{ha}$ ,  $P_2 = 150\text{kgP}_2\text{O}_5/\text{ha}$ ,  $K = 150\text{kgK}_2\text{O/ha}$ 。本文根据 N 反应明显 ( $\alpha = 0.05$ ) 和气候条件的典型性, 选用万荣县 (包括临猗县地处旱垣, 土壤和气候条件与万荣县相一致的一个田间试验) 18 个田间试验结果, 其中 9 个用于估计  $N \times S$  效应方程中的回归系数; 9 个用来验证模型。

供试土壤的基本理化性质见表 1。

表 1 供试土壤的基本理化性状\*

地 点	有机质 (g/kg)	碱解氮 (mg/kg)	有效磷 (mg/kg)	pH	容重 (g/cm <sup>3</sup> )	砂粒 (%)	粉粒 (%)	粘粒 (%)
东 畅	7.2	56.1	7.7	8.3	1.34	38.8	41.9	19.3
东 母	6.7	51.0	3.2	8.2	1.38	50.7	32.8	16.5
辛 庄	8.3	58.2	4.8	8.3	1.28	36.2	42.3	21.5
阎 井	9.8	40.0	9.5	8.3	1.24	38.1	40.5	21.4
王 正	7.6	51.0	9.4	8.2	1.33	40.5	39.3	20.2
梁家庄	6.7	47.0	5.9	8.1	1.36	37.9	41.5	20.6

\* 表中土壤容重和机械组成均为 1.2 米土层内的平均值, 其他性状是 0—20 厘米耕层的测定值。

## (二) 模型

1.  $N \times S$  效应方程: Korentaier 等人提出的  $N \times S$  效应模型的中心是把小麦产量 ( $y$ ) 看作是氮肥用量 ( $N$ ) 和水分亏缺指数 ( $S$ ) 的多元函数<sup>[2]</sup>, 即多元二次方程:

$$y = a_0 + a_1S + a_2N + a_{12}SN + \beta SN^2 + e \quad (1)$$

式中  $a_0, a_1, a_2, a_{12}, \beta$  分别是回归系数。  $S$  取值在 0—1 之间, 当  $S = 0$  或  $S = 1$  时, 分别表示水分亏缺指数的最大和最小值。  $S$  值由下述方程计算即<sup>[2]</sup>

$$S = \prod_i (ET/ET_p)^{i \cdot 0.25} \quad (2)$$

式中  $\prod$  为联乘号,  $ET$  和  $ET_p$  分别是给定生育时期内的实际和潜在蒸散量 (mm),  $i (i = 1, 2, 3, 4)$  代表小麦的四个生育期。在本文中, 分别定义为: 出苗—拔节; 拔节—抽穗; 抽穗—灌浆; 灌浆—生理成熟。

2.  $ET$  和  $ET_p$  的估计: 每日的潜在蒸散量由 Penman 方程计算<sup>[3]</sup>。Penman 方程所需的输入参数有: 日平均相对湿度和日照时数; 日平均气温和风速。日平均气温和日照时数用陈明昌等人业已验证过的多元生成模型估计<sup>[1]</sup>; 日平均相对湿度应用三角分布函数由月平均值模拟<sup>[4]</sup>; 日平均风速根据 Richardson 和 Wright 提出的模型计算<sup>[5]</sup>。

在本研究中, 要对  $ET$  做出精确的计算是困难的。为了较切合实际地估计  $ET$ , 一些近似假设是必要的。本研究所选用的田间试验地块的土层深厚 (达 120—300mm), 地势较平坦; 在小麦生育期内 (10—5 月份) 的降水强度一般较小 (日降水量  $\geq 25.0\text{mm}$  平均为 0.7 天), 大多数时间是蒸发大于降水, 因此, 假定由土壤深层排水和土表径流引起的水分损失可忽略不计。那么, 在给定时间内的实际蒸散是可看作是潜在蒸散量与土壤含水量的函数<sup>[6]</sup>, 即:  $ET = ET_p$ ,

$$SW \geq b(FC - WP) + WP \quad (3)$$

$$ET = ET_p \exp\{5.0(SW - WP)/(b - (FC - WP)) - 1\},$$

1) 陈明昌等: 麦豆两熟制中水肥调优计算机模拟模型的研究: I. 降水、温度和日照时数的随机生成模型及验证 (未发表资料)。

$$SW < b(FC - WP) + WP \tag{4}$$

式中,  $SW$  是给定时间的土壤含水量;  $FC$  和  $WP$  分别是田间持水量和凋萎点;  $b$  是一常数。  $b$  取值一般在 0.5—0.25 之间, 本研究中  $b$  取值为 0.5。 任意一天的土壤含水量可由前一天的土壤含水量和当天的实际蒸散量计算<sup>[1]</sup>。

假定降水首先进入上层土壤, 直到该层的包水量达到其田间持水量, 多余的水分开始向下一土层移动, 这一过程进行到 1.2m 的土层为止。 反之, 蒸散也首先从上层土壤开始, 直到该层的含水量等于或低于凋萎点的含水量, 然后依次从下一层蒸散<sup>[7]</sup>。 方程(3)和(4)中的田间持水量和凋萎点分别由供试土壤的机械组成和容重计算<sup>[1]</sup>。

## 二、结果与讨论

### (一) 水分亏缺指数和 $N \times S$ 效应模型中回归系数的确定

由方程(2)、(3)和(4)分别计算 1981—1984 年 (10—5 月份) 的水分亏缺指数 ( $S$ ), 结果如表 2 所示。 首先近似假定该地区冬小麦的生育期为 240 天 (变化在 235—245 天之间), 其中出苗—拔节 165 天, 拔节—抽穗 35 天, 抽穗—灌浆 20 天, 灌浆—生理成熟 20 天。 不同生育时期内的水分亏缺指数 ( $S$ ) 计算所需的日降水量是由气象站提供的, 其它所需的月平均气候数据或统计参数是根据气象站提供的逐日记录分析计算的。

为了确定方程 (1) 中的回归系数, 本文选用 1981—1984 年东杨、东母和辛庄三个点的 9 个田间肥料试验结果, 共 27 个实测产量进行回归分析。 由于试验设计是八项处理, 在确保磷肥施用量一致的基础上, 回归分析只考虑三项处理, 即  $P_1$ ,  $P_1N_1$ ,  $P_1N_2$  (下面验证相同)。 最后得到多元回归方程:

$$y = 1.87 + 3.18S - 0.00072N + 0.0094NS - 0.000019SN^2 \tag{5}$$

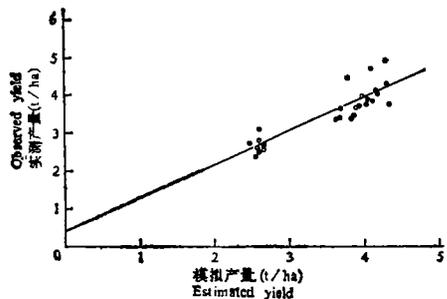


图 1 实测产量和模拟产量的线性回归图

其中, 回归相关比  $R = 0.867$ ; 回归剩余标准差  $E = 0.459$ ; 相对剩余标准差  $E\% = 12.9$ , 达极显著水平 ( $F$  验证  $\alpha = 0.01$ ,  $D. F. = 22$ )。

### (二) 实测产量与模拟产量的比较

实测产量和模拟产量的拟合程度, 如图 1 所示。 验证模型所用的田间肥料试验实测产量是阎井, 王正和梁家庄三个试验点在 1981—1984 年的试验结果, 共 27 个处理 ( $3 \times 3 \times 3$ )。 模拟产量由方程(5)计算, 所用的  $S$  值是相应地块在不同年份降水量所确定的值 (表 2)。 所得到的直线方程为:  $y = 0.38 + 0.88x$  ( $R = 0.876$ ,  $D. F. = 25$ ), 两者之间没有明显的差异 ( $t$  检验,  $\alpha = 0.001$ )。 从图 1 中也不难看出实际和模拟产量之间不具最佳的 1:1 相关关系。 分析其原因, 可能是田间试验地块的环境条件变异较大, 栽培管理不一致, 所用的气象数据 (自县气象站) 不能完全代表各地块的具体情况。 如果在田间肥料试验中对有关参数 (例如土壤水分、降水、温度及风速等) 进行定期动态监测, 将会改善  $N \times S$  效应方程的模拟精度。

### (三) 水分亏缺指数对最高和最佳氮肥用量的影响

表 2 不同 N 水平下的平均产量、 $ET/ET_p$  值和水分亏缺指数

编号*	产量水平** (t/ha)	各生育时期的 $ET/ET_p$				s
		1	2	3	4	
1981—1982 年						
1	2.37	0.29	0.45	0.18	0.05	0.19
2	2.71	0.33	0.37	0.17	0.09	0.20
3	2.85	0.37	0.41	0.19	0.07	0.23
4	2.69	0.28	0.47	0.21	0.04	0.18
5	3.03	0.30	0.50	0.24	0.08	0.23
6	2.87	0.41	0.39	0.18	0.12	0.24
1982—1983 年						
1	3.66	0.42	0.60	0.38	1.00	0.56
2	3.87	0.69	0.56	0.44	0.94	0.63
3	3.22	0.49	0.59	0.36	1.00	0.57
4	3.60	0.57	0.48	0.43	0.93	0.57
5	3.51	0.55	0.62	0.34	0.87	0.56
6	3.58	0.63	0.45	0.38	1.00	0.57
1983—1984 年						
1	4.72	1.00	0.26	0.52	1.00	0.61
2	4.83	0.79	0.57	0.47	0.94	0.66
3	3.79	0.57	0.65	0.31	0.72	0.53
4	3.97	0.68	0.70	0.39	0.80	0.62
5	4.68	1.00	0.61	0.41	0.66	0.64
6	4.91	0.58	0.72	0.38	0.73	0.58

\* 编号次序与表 2 中的试验地点一致。

\*\* 不同施 N 水平下的平均产量。

令方程(1)的一阶导数为零,当二阶导数小于零时,则有:

$$N_{\max} = -a_2 + a_{12}s / (2\beta s) \quad (\beta < 0) \quad (6)$$

式中,  $N_{\max}$  代表最高氮肥用量(kg/ha)。最佳氮肥用量( $N_{opt}$ )的方程为:

$$N_{opt} = -(a_2 + a_{12}s - p_n) / p_y / 2\beta s \quad (7)$$

式中,  $p_n$  和  $p_y$  分别表示单位氮肥和小麦的价格。由方程(6)和(7)

可知,  $N_{\max}$  和  $N_{opt}$  随水分应力

(Water stress) 的增加(即  $s$  值减小)而降低,也就是说,在丰水年达到最高和最佳产量所需的氮肥用量高于干旱年份,这一情况和 Korentajer 等人<sup>[1,2]</sup>的研究结果是一致的。水分亏缺指数对最高和最佳产量的影响如图 2 所示。

从理论上讲,最高和最佳氮肥用量之差为  $-p_n/p_y 2\beta s$ 。因为  $\beta < 0$ ,这一差异将随  $s$  值的降低而增加,即干旱年份,低的产量会导致低的经济效应。反之,  $N_{\max}$  和  $N_{opt}$  之

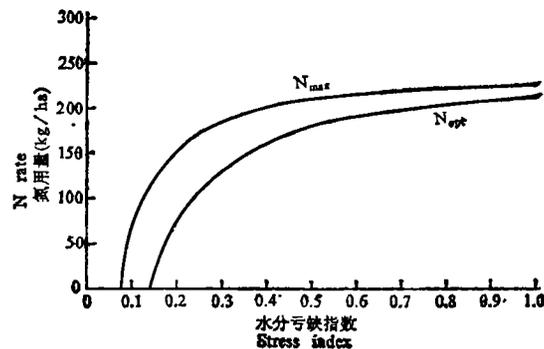


图 2 水份亏缺指数对最高和最佳 N 肥用量的影响

差将随  $s$  值的增加而减小,但永远不会等于零,除非  $p_y \rightarrow \infty$ , 或  $p_n = 0$ 。根据目前国内市场价格情况(非国家计划价格),取每公斤氮肥的价格为 0.6 元,小麦的价格为 1.0 元,计算得到的  $N_{opt}$  随  $s$  的变化曲线如图 2 所示。分析  $N_{max}$  和  $N_{opt}$  的变化趋势发现,该研究结果与上述的理论讨论是一致的。

### 三、结 论

利用化肥联合试验网三年的田间试验结果和当地的气候资料,对 Korentajer 等人建议的  $N \times S$  效应模型进行验证,分析结果表明,模拟值和实际值之间没有明显的差异,线性回归相关系数为 0.876。同时进一步确证,在干旱和半干旱地区,旱地冬小麦氮肥的施用不仅要考虑肥效因子,生育期内乃至全年土壤水分的动态变化的平衡是一个重要的环节。在某种意义上,水分是否亏缺对旱地冬小麦产量的影响大于氮肥用量。

本文验证了  $N \times S$  效应模型基本适合于我国北方干旱和半干旱地区的土壤和气候条件;同时,从方法上为今后旱地冬小麦合理施肥的研究提供了可借鉴的手段,这正是本文的初衷。但值得注意的是本文所建立的  $N \times S$  效应方程是有条件的,不同的气候条件,土壤类型其结果可能会有一定的差异。因此,是否能建立稳态变量之间的理论或经验方程,例如,水分亏缺指数、氮肥用量和土壤初始无机氮含量之间的函数关系,这是值得探讨的。

### 参 考 文 献

1. Korentajer, L. and P. R. Berliner., 1988: The effects of moisture stresses on nitrogen fertilizer response in dryland wheat. *Agronomy Journal*. 80:977—981.
2. Korentajer, L. et al., 1989: Use of climatic data for estimating nitrogen fertilizer requirements of dryland wheat. *Journal of Agri. Sci. Cambridge*. 113—131.
3. Doorenbos, J. and W. O. Pruitt., 1977: Guidelines for predicting crop water requirements. *FAO Irrigation and Drainage paper*. Rome. No. 24 pp.144.
4. Williams, J. R. et al., 1984: A modeling approach to determining the relationship between erosion and soil productivity. *Trans. ASAE*. 27:129—144.
5. Richardson, C. W. and D. A. Wright., 1984: A model for generating daily weather variables. *USDA, AES-8*, pp.83.
6. Ritchie, J. T. 1972: A model for predicting evaporation from a row crop with incomplete cover. *Water Resources Res.* 8:1204—1213.
7. Greenwood, D. J. and Ann Draycott 1989: Experimental validation of an N-response model for widely different crops. *Fertilizer Res.* 18:153—174.
8. Jones, C. A. and J. R. Kiniry(eds.) 1986: *CERES-maize*. Texas A. and M. Univ. Press, College station. pp.41—43.