

广东中山县晚稻年景预报模式*

陈春焕

吕纯瀛

(农学系)

(南京气象学院)

提 要

本文应用Logistic判别对广东省中山县1954~1980年晚稻产量与农业气象资料,通过电子计算机运算,建立晚稻年景预报模式,并对历史资料进行逐年检验,拟合率为80%。对1982年作出预报,效果与实况相符。

前 言

中山县位于北回归线以南,地形平坦,土壤肥沃,农业气候资源丰富,水稻生产的农业气候条件相当优越,有利于水稻的生产和发展,是我国重要商品粮生产基地之一。但由于季风性气候显著,灾害性天气出现频繁,造成晚稻产量有很大的波动。因此,对中山县晚稻年景进行农业气候分析,找出其影响的主要农业气象因子及时段,建立年景预报模式就显得格外重要。

农作物产量年景预报模式,国内外已有不少学者探讨,以往一般多采用回归分析,判别分析等方法进行。它要求母体服从正态分布,条件较为苛刻,实际上很难满足这一要求,因而可能产生较大的误差。而Logistic判别法就不需要这一先决条件,对非正态母体也适用。使用这种方法作农作物年景预报,在国内还是首次,经验证效果较为理想。

资料处理与模式建立

中山县历年晚造产量资料来自广东省计委,气象资料来自广东省气象局。

水稻产量的形成是极其复杂的,晚稻产量的波动除与农业气象条件有关外,同时还受社会生产水平(品种、水肥管理等)的制约,人为因素的影响也很大。为探讨晚稻产量与农业气象条件的关系,将水稻产量分解为时间趋势产量和气象产量。

时间趋势产量($\hat{Y}_t$): 采用正交多项式方法求算^[2](取一次项)

$$\hat{Y}_t = 252.2 + 7.6t \dots\dots\dots (1)$$

年序(t) = 1, 2,n.

$$\text{气象产量}(Y_w) = \text{实际产量}(Y_i) - \text{时间趋势产量}(\hat{Y}_t) \dots\dots\dots (2)$$

* 本文蒙南京气象学院农业气象系,系主任冯秀藻教授审阅,并提出宝贵意见,深表谢忱。

将气象产量按下面标准分为丰收年、歉收年，平产年。

$$a = \frac{Y_w}{\bar{Y}_t} \times 100\% \quad \begin{aligned} a \geq 2.0\% \text{ 的年分称丰收年, 记 } H_1; \\ a \leq -2.0\% \text{ 的年分称歉收年, 记 } H_2; \\ -2.0\% < a < 2.0\% \text{ 的年分称平产年, 记 } H_3. \end{aligned}$$

再用Logistic判别方法^[3]，建立预报模式。设 $X = (X_0, X_1, \dots, X_P)'$ 为 P 个因子组成向量，其中 $X_0 \equiv 1$ ；设有 m 个母体： $H_1, H_2, \dots, H_m$ ；在每个母体上观察到 X 点的概率为：

$$P(X/H_i) = a_i \exp \left\{ -\frac{1}{2} (X - M_i)' A^{-1} (X - M_i) \right\} \phi(X)$$

$$i = 1, 2, \dots, m$$

其中 M_i 为 H_i 的均值向量， A 是与 i 无关的 $P \times P$ 阶正定对称阵， $\phi(X)$ 是与 A, M_i 无关的任意函数， a_i 是使在 H_i 空间的积分为 1 的常数。若 $\phi(X) = 1$ ， A 为 X 的协方差阵 Σ ，则上式为正态分布。

现用Bayes准则，若已知先验概率 $P(H_i) = q_i$

$i = 1, 2, 3, \dots, m$ ；现观察到 X 后，判别它属于那一个母体，视以下 m 个式中，

$$P(H_s/X) = \frac{P(X/H_s)P(H_s)}{\sum_{i=1}^m P(X/H_i)P(H_i)} \quad S = 1, 2, 3, \dots, m$$

$$\begin{aligned} P(H_s/X) &\stackrel{\Delta}{=} P_{sx} = \exp(\lambda_{s0} + \lambda_{s1}X_1 + \dots + \lambda_{sP}X_P) P_{mx} \\ &\quad s = 1, 2, 3, \dots, (m-1); \end{aligned}$$

即：

$$P(H_m/X) \stackrel{\Delta}{=} P_{mx} = 1 / \left(1 + \sum_{i=1}^{m-1} \exp(\lambda_{i0} + \lambda_{i1}X_1 + \dots + \lambda_{iP}X_P) \right)$$

若 (H_i/X) 最大，则判 $X \in H_i$

可由数学推导^[1]，视以下 m 个线性判别函数中，谁最大就判属于对应的母体。

$$U_s = X'B_s + C_s = X'\lambda_s = \lambda_{s0} + \lambda_{s1}X_1 + \dots + \lambda_{sP}X_P$$

$$s = 1, 2, 3, \dots, (m-1); \quad U_m \equiv 0$$

上面判别函数中的未知数 $\{\lambda_{si}\}$ 可用牛顿拉夫森 (Newton—Raphson) 方法求解以下超越方程得：

$$\sum_{x \in H_s} X_i - \sum_{t=1}^m \sum_{x \in H_t} P_{sx} X_i = 0 \quad \begin{aligned} s &= 1, 2, 3, \dots, m \\ j &= 0, 1, 2, \dots, P \end{aligned}$$

分类的规则：对给定的 $X = (X_1, X_2, \dots, X_P)'$ 代入上式， $U_s(X) < 0$ ，对一切 $S = 1, 2, 3, \dots, (m-1)$ ，则判 $X \in H_m$ ；若 $U_s(X)$ 中有 > 0 ，则找出最大者，

记 $u_1 = \max u_s(X)$, 则判 $X \in H_1$ 。在给定 X 条件下, $X \in H_1$ 的条件概率为:

$$P_{1X} = P(H_1/X) = \text{EXP}[U_1(X)] / \left\{ 1 + \sum_{t=1}^{m-1} \text{EXP}[U_t(X)] \right\}$$

$$P_{mX} = P(H_m/X) = 1 / \left\{ 1 + \sum_{t=1}^{m-1} \text{EXP}[U_t(X)] \right\}$$

本文着重分析气象产量 (Y_w) 与农业气象条件的关系。用前面对气象产量影响较大的光、温、水中48个因子, 以不同时段和组合, 用电子计算机和人工综合筛选出9个因子与气象产量关系最密切的, 并用Logistic判别, 采用ALGOL60语言, 编写程序, 在DJS-6电子计算机上运算建立下面预报模式:

$$\begin{aligned} H_1: U_1(X) &= -133.4 - 0.38X_1 + 0.34X_2 - 0.06X_3 - 0.24X_4 + 0.911X_5 \\ &\quad + 0.16X_6 - 0.34X_7 + 0.09X_8 - 0.002X_9 \\ H_2: U_2(X) &= -326.62 - 0.96X_1 + 0.82X_2 + 0.007X_3 - 0.08X_4 - 1.65X_5 \\ &\quad + 0.13X_6 - 1.98X_7 + 0.14X_8 + 1.55X_9 \\ H_3: U_3(X) &\equiv 0 \dots\dots\dots (3) \end{aligned}$$

X_1 : 8月下旬日照时数;

X_6 : 10月中旬日照时数;

X_2 : 9月下旬日照时数;

X_7 : 9月上旬积温;

X_3 : 8月上旬降水量;

X_8 : 9月中旬降水量;

X_4 : 10月中旬降水量;

X_9 : 10月中旬积温。

X_5 : 8月上旬积温;

判别准则: 将因子资料 $X_i (i=1, 2, 3 \dots 9)$ 的数据代入 (3) 式, 得到三个数值, $U_1, U_2, U_3 \equiv 0$, 视三者谁最大, 则判 X 属于相应的 H_i , 即 $U_s = \max(U_1, U_2, U_3)$, 则判 $X \in H_s$ 。

结 果 分 析

用预报模式 (3) 对1954~1980年 (除1958, 1968, 1975年) 逐年用9个因子代入, 得24组 $\{U_1(X), U_2(X), U_3(X) \equiv 0\}$ 的数值用上面判别准则进行判别, 回报拟合率为 $19/24 \approx 80\%$, 得到判别矩阵为:

实际丰收年的1973年错报为歉收年, 实际歉收年的1976年报为丰收年, 其余19年全报准。

究其原因: 主要是时间趋势产量是在人为影响下的社会生产水平, 它是一种平均趋势, 一些特殊年分趋势产量是反映不

实际 H. 预报 H.	1 (丰收年)	2 (歉收年)	3 (平产年)	小计
1	8	1	1	10
2	1	8	1	10
3	1	0	3	4
小 计	10	9	5	24

出来的。而气象产量也要在中性条件下才符合实际,一些反常年分会出现较大的偏差。插植期迟早、肥料的多寡、病虫害发生的程度都对产量影响极大。但没有作为参数因子参与统计,这都会降低拟合率的,是今后应深入探讨的。

本模式尽管还有不妥之处,但从回代效果来看,绝大部分是对的,这种模式不论在理论上和实用上都有一定价值。尤其对母体分布类型不能确定正态分布时,应用本方法会得到较好的结果。

最后,用模式(3)对1982年作出预报,将1982年的9个气象因子代入,求出 $U_1(X) = 13.7109$, $U_2(X) = -26.9388$, $U_3(X) \equiv 0$, 根据判别准则: $U_1(X)$ 最大,故判1982年属于 H_1 , 是属丰收年,实况完全相符,1982年晚稻平均亩产达643.0斤是历史上最好的丰收年。

参 考 文 献

- [1] 吕纯廉、陈杰伦: Logistic判别及其在气象上的应用,《南京气象学院学报》, (1) 1982: 112—122.
- [2] 南京气象学院农业气象教研组: 苏州地区双季早稻气象产量的积分回归模式,《南京气象学院学报》, (1) 1982: 103—105.
- [3] J. A. Anederson, Separate sample logistic discriminantion, Biometrika, 59. 19—35, 1972.

A LOGISTIC MODEL FOR FORECASTING THE YIELD OF LATE RICE PRODUCTION IN ZHONGSHAN COUNTY GUANGDONG PROVINCE

Chen Chunhuan

Lu Chunlian

(Deptment of Agronomy)

(Nanjing Institute of Meteorology)

ABSTRACT

The result derived from logistic discrimination is a Logistic model for forecasting the yield of late rice based on the late rice production and weather record in Zhongshen County Guangdong Province. During the period from 1954 to 1980, when it is compared with production from 1954 to 1980, the fitting rate being found to be 80%. The yield it forecasted for 1980 is identical with the practical yield of late rice production in 1982.