

作物品种区域试验非平衡资料的分析方法^①

——综合性状的分析

朱 军¹ 赖鸣冈² 许馥华¹

(1 浙江农业大学, 杭州 310029; 2 中国农业科学院棉花研究所, 河南省安阳 455112)

摘 要 运用混合线性模型的分析原理, 提出了作物区域试验非平衡数据的综合分析方法, 用 MINQUE 法估算各性状的方差分量和成对性状的协方差分量, 然后对品种效应的综合线性对比作显著性测验. 对品种综合性状稳定性分析, 用 Jackknife 数值重复抽样方法计算回归参数的估计值及其标准误, 并通过分析回归参数置信区间来综合评价品种稳定性. 作为综合分析区域试验非平衡数据的实例, 分析了黄河流域棉花区域试验的纤维强度和皮棉产量.

关键词 作物区域试验; 非平衡数据; 混合线性模型; 分析方法; 综合性状
中图分类号 S11; O212.6

Zhu Jun¹, Lai Minggang² & Xu Fuhua¹ (1 Zhejiang Agricultural University, Hangzhou 310029; 2 Institute of Cotton Research, China Agricultural Academy, Anyang 455112)

Analysis methods for unbalanced data from regional trial of crop variety: Analysis for multiple traits. Journal of Zhejiang Agricultural University, 1993, 19(3): 241~247

Abstract By applying the theory of mixed linear model analysis, methods for analyzing multiple traits with unbalanced data from regional crop test were proposed. Variance components and covariance components estimated by MINQUE method can be used in significance test for combined linear contrasts of variety effects. The Jackknife method, which is a numerical resampling method, can be used to obtain estimates and their standard errors of regression parameters for variety stability analysis on multiple traits. Variety stability can be evaluated by analyzing the confidence intervals for regression parameters. An example of Yellow River regional cotton test is given for demonstrating these methods in analyzing fiber strength and lint yield with unbalanced data.

Key words regional trial; unbalance data; mixed linear models; analysis methods; multiple traits

农作物品种的经济价值取决于其产量、生育期、品质和抗性等性状的综合表现. 作物区域试验的规范程序一般都包括了对这些性状的调查, 然后借助于统计分析综合评价参试品种. 目前国内主要采用模糊数学的方法^[1], 对区域试验的参试品种进行综合分析. 区域试验资料的模糊综合评价, 可以对参试品种的综合表现进行位次排列, 但无法对品种之间的差异作适当的统计检验. 模糊综合评价方法应用于农艺性状综合评价时, 需要人为地将具有连续分布的数量性

状观察值转换成非连续分布的隶属函数值. 这种转换使隶属函数值丧失了原始数据所具有的统计分布, 因而其合理性还有待探讨. 国外则主要采用经典的多变量方差分析(MANOVA)方法^[2], 对综合性状表现进行线性对比(Linear Contrast)及统计检验. 但是这些方法尚不能有效地分析不规则缺失的非平衡数据(Unbalanced Data).

本文运用混合线性模型(Mixed Linear Model)的分析原理, 在朱军等提出的单一性状非平衡数据分析方法的基础上^[3], 进一步提出了作物多年份区域试验非平衡数据的综合性状分析方法. 该分析方法通过直接估算各项随机效应的方差和协方差分量, 然后估算品种综合性状线性对比值及其标准误, 从而进行相应的统计检验. 还提出了用数值重复抽样方法计算综合性状平均表现对综合环境指数的回归参数的估计值及其标准误, 以评价品种的综合稳定性. 最后用黄河流域棉花区域试验的皮棉产量和纤维强度的分析实例, 说明这些方法的实际运用.

1 线性模型和统计分析方法

1.1 线性模型

如果多年份品种区域试验共有 g 个参试品种, 参试品种的评价取决于对 t 个农艺性状的综合分析. 由于区域试验往往只对产量等少数性状统计各区组资料, 而对品质、抗性及其它农艺性状只分析各试点资料. 故对不同性状作综合分析时, 宜以年份内的各试点为单位分析区域试验资料. 当每个试点有 r 个区组数据时, 可以将区组值平均, 求得试点平均值. 各年份所有试点都有统一的对照品种, 但是每年的其它参试品种可能不尽相同, 某些年份的试点也可能会有缺失资料. 首先计算各年份所有试点对照品种的每个性状总平均数, 然后将每个性状的所有观察值转换成统一对照的百分率(除以该性状对照总平均数, 再乘以 100), 以消除性状之间的度量差别. 如果把原始数据转换成对其它品种或群体平均数的百分率, 预期可以得到相同的分析结果. 由以下线性模型表示性状 f 的第 h 个品种在第 i 年中第 j 个试点内 r 个区组($r \geq 1$)的平均值

$$y_{hij(t)} = G_{h(t)} + Y_{i(t)} + L_{j(t)} + YL_{ij(t)}^* + GY_{hi(t)} + GL_{hj(t)} + GYL_{hij(t)}^* \quad (1)$$

其中 $G_{h(t)}$ 是性状 f 的品种固定效应, $(1/g)\sum_{h=1}^g G_{h(t)} = \mu_{(t)}$, $\mu_{(t)}$ 为性状 f 的群体平均数; 性状 f 的其它各项随机效应(包括 $YL_{ij(t)}^*$ 和 $GYL_{hij(t)}^*$)的定义与单一性状分析模型(2)相同^[3].

随机变量 $y_{hij(t)}$ 具有以下正态分布

$$y_{hij(t)} \sim N(G_{h(t)}, \sigma_{Y(t)}^2 + \sigma_{L(t)}^2 + \sigma_{YL(t)}^2 + \sigma_{GY(t)}^2 + \sigma_{GL(t)}^2 + \sigma_{GYL(t)}^2)$$

如果以矩阵形式表示性状 f 在各试点的平均值, 多年份联合区域试验的各性状资料可用以下混合线性模型表示,

$$\begin{aligned} y_{(t)} &= Xg_{(t)} + U_Y e_{Y(t)} + U_L e_{L(t)} + U_{YL} e_{YL(t)} + U_{GY} e_{GY(t)} + U_{GL} e_{GL(t)} + e_{GYL(t)} \\ &= Xg_{(t)} + \sum_{u=1}^s U_u e_{u(t)} \end{aligned} \quad (2)$$

其中 $g_{(t)}$ 是性状 f 的品种固定效应向量, X 是品种固定效应的系数矩阵; $e_{u(t)}$ 是性状 f 的第 u 项独立随机变量向量, 具有平均数零、方差 $\sigma_u^2 I$, U_u 是第 u 项随机效应的系数矩阵; $U_0 = I$ 是单位矩阵.

$y_{(t)}$ 具有多变量多元正态分布, 其期望值为

$$E(y_{(t)}) = Xg_{(t)}$$

方差矩阵为

$$\text{var}(\mathbf{y}_{(f)}) = \sum_{u=1}^6 \sigma_{u(f)}^2 \mathbf{U}_u \mathbf{U}_u^T$$

性状 f 的观察值向量 $\mathbf{y}_{(f)}$ 与性状 f' 的观察值向量 $\mathbf{y}_{(f')}$ 之间的协方差矩阵为

$$\text{cov}(\mathbf{y}_{(f)}, \mathbf{y}_{(f')}) = \sum_{u=1}^6 \sigma_{u(ff')} \mathbf{U}_u \mathbf{U}_u^T$$

其中 $\sigma_{u(ff')}$ 是性状 f 和性状 f' 的第 u 项协方差分量。

1.2 随机效应方差和协方差分量的估算

采用以常数 1 为先验值的最小范数二阶无偏估算法, 即 MINQUE(1) 法, 可以无偏地估算混合线性模型中的各项方差和协方差分量^[4]。混合线性模型中的方差分量 ($f=f'$) 或协方差分量 ($f \neq f'$) 的估计值向量 $[\hat{\sigma}_{u(ff')}]$ 可由下列等式 ($u, v=1, 2, \dots, 6$) 解得

$$[\text{tr}(\mathbf{QV}_u \mathbf{QV}_v)] [\hat{\sigma}_{u(ff')}] = [\mathbf{y}_{(f)}^T \mathbf{QV}_u \mathbf{Qy}_{(f')}] \quad (3)$$

其中 tr 是矩阵的迹, 即矩阵对角线元素的总和;

$$\mathbf{V} = \sum_{u=1}^6 \mathbf{U}_u \mathbf{U}_u^T = \sum_{u=1}^6 \mathbf{V}_u, \text{ 并具有逆矩阵 } \mathbf{V}^{-1};$$

$$\mathbf{Q} = \mathbf{V}^{-1} - \mathbf{V}^{-1} \mathbf{X} (\mathbf{X}^T \mathbf{V}^{-1} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{V}^{-1}.$$

估算区域试验混合线性模型中的协方差分量, 可以揭示环境效应 (年份、试点、年份 \times 试点) 和基因型 \times 环境互作效应 (品种 \times 年份、品种 \times 试点) 对性状 f 和性状 f' 表现的共同影响。方差分量 ($f=f'$) 和协方差分量 ($f \neq f'$) 估计值将用于估算品种综合性状线性对比的标准误。

1.3 综合性状的线性对比及其显著性测验

可以采用最小二乘法, 由各性状的品种平均数估算其固定效应,

$$\hat{G}_{h(f)} = \bar{y}_{h..(f)} = (1/n_h) \sum_{i=1}^{n_{hi}} [(1/n_{hi}) \sum_{j=1}^{n_{hij}} y_{hij(f)}] \quad (4)$$

其中 n_h 是品种 h 参试的年份数, n_{hi} 是品种 h 在第 i 年份中的试点数, 第 h 个品种在所有年份的总试点数是 $n_{h.} = \sum_{i=1}^n n_{hi}$ 。第 h 个品种性状 f 的平均数可以用一个常数转置向量 \mathbf{m}_h^T 与观察值向量 $\mathbf{y}_{(f)}$ 的乘积来表示,

$$\hat{G}_{h(f)} = \mathbf{m}_h^T \mathbf{y}_{(f)}$$

其中 \mathbf{m}_h 是一个 $(n-1)$ 的向量, 其对应于第 h 个品种分析值的系数为 $1/n_h$, 其它系数均为 0。

性状 f 的品种线性对比可以用该性状各品种平均数的线性函数表示为,

$$\begin{aligned} C_{(f)} &= \sum_{h=1}^k c_h \bar{y}_{h..(f)} \\ &= \sum_{h=1}^k c_h \mathbf{m}_h^T \mathbf{y}_{(f)} \\ &= (\sum_{h=1}^k c_h \mathbf{m}_h^T) \mathbf{y}_{(f)} \end{aligned} \quad (5)$$

其中 c_h 是线性对比系数, 必须附合限定条件 $\sum_{h=1}^k c_h = 0$ 。

如果设系数转置向量 $\mathbf{c}^T = \sum_{h=1}^k c_h \mathbf{m}_h^T$, 则性状 f 的线性对比值 $C_{(f)}$ 可以用观察值向量 $\mathbf{y}_{(f)}$ 的线性函数来表示, $C_{(f)} = \mathbf{c}^T \mathbf{y}_{(f)}$ 。

综合性状的线性对比值 C_w 由各性状的线性对比值 $C_{(f)}$ 加权和求得,

$$C_w = \sum_{f=1}^j w_f C_{(f)}$$

其中 w_f 是对性状 f 的加权系数, $\sum_{f=1}^j w_f = 1$ 。 C_w 实际上是加权的综合性状指数 $W_h = \sum_{f=1}^j w_f \bar{y}_{h..(f)}$ 的线性对比,

$$\begin{aligned} C_w &= \sum_{f=1}^j \sum_{h=1}^k w_f c_h \bar{y}_{h..(f)} \\ &= \sum_{h=1}^k c_h (\sum_{f=1}^j w_f \bar{y}_{h..(f)}) \end{aligned}$$

$$= \sum_{h=1}^k c_h W_h \quad (6)$$

综合性状的线性对比值 C_w 为正态分布, 具有平均数

$$\sum_{h=1}^k c_h (\sum_{f=1}^l w_f G_{h(f)})$$

和方差

$$\begin{aligned} \sigma^2(C_w) &= \sum_{f=1}^l w_f^2 \sigma^2(C_{(f)}) + 2 \sum_{f=1}^l \sum_{f'=f+1}^l w_f w_{f'} \sigma(C_{(f)} C_{(f')}) \\ &= \sum_{u=1}^s a_u [\sum_{f=1}^l w_f^2 \sigma_{u(f)}^2 + 2 \sum_{f=1}^l \sum_{f'=f+1}^l w_f w_{f'} \sigma_{u(f,f')}] \end{aligned}$$

其中 $\sigma_{u(f)}^2$ 是性状 f 的第 u 项方差分量, $\sigma_{u(f,f')}$ 是性状 f 和性状 f' 的第 u 项协方差分量, $a_u = (c^T U_u)(U_u^T c)$. 用方差分量和协方差分量的估计值代入以上方差公式, 便可获得综合性状线性对比值 C_w 的方差估计值 $\hat{\sigma}(C_w)$. 可以采用标准正态分布的 z 测验检验以下广义统计假设,

$$\text{无效假设 } H_0: \sum_{h=1}^k c_h (\sum_{f=1}^l w_f G_{h(f)}) = 0$$

$$\text{备择假设 } H_1: \sum_{h=1}^k c_h (\sum_{f=1}^l w_f G_{h(f)}) \neq 0$$

如果 $C_w \div \hat{\sigma}(C_w)$ 的绝对值大于 $z_{(\alpha)}$, 便可在 α 显著水平上否定无效假设 H_0 , 从而接受备择假设 H_1 . 广义统计假设的具体内容取决于线性对比系数 c_h 的选择.

1.4 品种稳定性测验

为了综合评价品种的稳定性表现, 可以采用简单回归分析的方法^[5,6]估算品种综合性状表现对综合环境指数的回归参数. 回归分析的依变量是品种 h 在各年份和各试点的综合性状平均表现 $y_{hij(\cdot)}$,

$$y_{hij(\cdot)} = \sum_{f=1}^l w_f y_{hij(f)}$$

自变量则是各年份和各试点的综合环境指数 $I_{ij(\cdot)}$,

$$I_{ij(\cdot)} = \sum_{f=1}^l w_f I_{ij(f)} = (1/n_{ij}) [\sum_{f=1}^l w_f (\sum_{h=1}^k y_{hij(f)})]$$

其中 n_{ij} 是第 i 年中第 j 个试点内所包括的参试品种, $n_{ij} \leq$ 总参试品种数 g .

由于综合环境指数由品种各性状加权平均估计而得, 它不再是固定常量, 而是正态随机变量, 具有均值

$$\sum_{f=1}^l w_f \mu_{(f)}$$

和方差

$$\sum_{f=1}^l \sum_{f'=1}^l w_f w_{f'} [\sigma_{Y(f,f')} + \sigma_{L(f,f')} + \sigma_{YL(f,f')} + (1/n_{ij})(\sigma_{GY(f,f')} + \sigma_{GL(f,f')} + \sigma_{GYL(f,f')})]$$

随机变量 $y_{hij(\cdot)}$ 和 $I_{ij(\cdot)}$ 不是相互独立的. 可以采用 Jackknife 方法^[7], 以各区试点作为重复抽样单位, 计算回归参数的估计值及其标准误^[3]. 然后用 t 测验对回归参数作统计检验, 或者确定回归参数的 $100(1-\alpha)\%$ 置信区间.

2 实例分析

以黄河流域 1989~1990 年棉花区域试验^[8]的纤维比强度(见附录)和霜前皮棉产量^[3]为例, 比较单一性状分析与综合性状分析的结果. 纤维比强度是以试点为单位分析的数据, 而霜前皮棉产量则是四个区组的平均数. 这两个性状的资料缺失相同. 在综合分析以前, 首先将原始数据分别除以联合区域试验对照品种(中 12)的纤维比强度和霜前皮棉产量的平均值, 再乘以 100. 把原始数据转换成对照的百分率以后, 按本文所提出的综合分析方法进行分析. 本文

虽然只分析了两个性状,但综合分析的原理和方法不受性状数目的限制。

随机效应的方差和协方差分析结果(表 1)表明,影响纤维强度的随机因素主要是剩余效应,其次是年份与试点的互作;霜前皮棉产量则主要受年份与试点的互作影响,其次是剩余效应。1989 年和 1990 年棉花纤维强度和霜前皮棉产量在 24 个试点的产量不一致,两个性状的环境效应(年份、地点、年份×地点)和剩余效应的协方差分量估计值为负值,这表明环境因素对两个性状的作用可能不一致。纤维强度的一项方差分量估计值也是负数($\hat{\sigma}_{GY}^2 = -0.85$),可以当作零。

表 1 纤维比强度(1)与霜前皮棉产量(2)的方差分量和协方差分量估计值

Table 1 Estimates of variances and covariances for fiber strength (1) and lint yield (2)

方差分量 Variance	纤维比强度 Strength	霜前皮棉产量 Yield	协方差分量 Covariance	强度与产量 Strength vs yield
σ^2	0.43	11.22	$\sigma_{Y(12)}$	-4.70
σ_L^2	2.37	17.20	$\sigma_{L(12)}$	-2.85
σ_{YL}^2	8.73	297.19	$\sigma_{YL \cdot (12)}$	-0.22
σ_{GY}^2	-0.85	1.49	$\sigma_{GY(12)}$	0.68
σ_{GL}^2	0.63	20.27	$\sigma_{GL(12)}$	6.05
σ_{GYL}^2	32.11	79.52	$\sigma_{GYL \cdot (12)}$	-3.76

经过数据转换以后,品种平均数有了改变,但是平均数间差异的显著性测验结果不会改变。品种纤维比强度平均数间差异的 5% 显著性测验结果表明,所有七个参试品种的纤维比强度都显著超过了对照品种(中 12),而中 206、平 28、冀 84-25 和鲁 155 四个品种的强度最高。品种霜前皮棉产量的显著性测验结果表明,没有一个参试品种的产量显著超过对照品种。当综合评价品种的品质和产量性状时,两个品种(中 206 和平 28)显著超过了对照品种,一个品种(冀 84-25)显著差于对照品种。综合性状的品种间差异的 5% 显著性测验结果如下:

冀 84-25	运 1729	平 28	石 3409	冀植 17	中 206	鲁 155	中 12(CK)
	B	A		B	A	B	B
	C		C	C			C
D	D		D				

表 2 纤维比强度、霜前皮棉产量和综合表现的线性对比所估算的 z 值(C/SE)

Table 2 The z-values (C/SE) of linear contrast for fiber strength, lint yield and combined trait

线性对比 Linear contrast	强度 Strength	产量 Yield	强度和产量 Strength & yield
(平 28、鲁 155) 与(中 206、中 12)	4.41	-4.20	-0.82
(冀 84-25、石 3409、冀植 17) 与(中 206、中 12)	-0.61	-8.48	-6.39

对平 28 和鲁 155 以及冀 84-25、石 3409 和冀植 17 与中国农科院棉花研究所(中棉所)育成的中 206 和中 12 所做的线性对比结果列于表 2。品种平 28 和鲁 155 的平均纤维比强度极显著地超过了中棉所育成的品种,但平均霜前皮棉产量却极显著地低于中棉所育成的品种。这两

组品种之间在纤维强度和皮棉产量的综合表现上则不存在显著差异. 对于冀 84-25、石 3409 和冀植 17 三个品种, 它们的平均纤维比强度不低于中棉所育成品种中 206 和中 12 的, 但是平均霜前皮棉产量以及强度和产量综合表现方面却极显著地低于中棉所的育成品种.

参试品种霜前皮棉产量稳定性分析所估算的回归截距和相关系数值与数据未转换时的一致^[3], 纤维比强度和综合性状的稳定性分析结果列于表 3. 平 28 纤维比强度回归斜率显著大于 1(置信区间下限 >1), 回归截距显著小于 0(置信区间上限 <0), 因而表现了与霜前皮棉产量的稳定性完全相反的趋势. 其它品种在纤维比强度的稳定性表现上不存在显著的差异. 综合性状的稳定性分析表明, 所有品种在回归截距和回归斜率两个指标上差异不显著(置信区间相互重叠), 平 28 的相关系数($0.50 \leq r \leq 0.82$)显著小于石 3409、冀植 17 和中 206 的相关系数($r \geq 0.83$). 由于纤维比强度和霜前皮棉产量的年份 \times 试点的交互方差偏大(表 1), 试点的环境指数在各年份表现不一致, 因而表 3 中的回归参数置信区间较大, 不易测出显著性.

表 3 棉花 8 个品种纤维比强度和综合性状对环境指数回归分析的参数估计值和 95% 置信区间

Table 3 Estimates of parameters and their 95% confidence intervals for regression analysis of fiber strength and combined trait on environment index in eight cotton varieties

品 种 Variety	截 距 Intercept		斜 率 Slope		相关系数 Correlation	
	估计值 Estimate	置信区间斜 95% C. I.	估计值 Estimate	置信区间斜 95% C. I.	估计值 Estimate	置信区间 95% C. I.
	纤维比强度					
冀 84-25	25.4	-7.7~58.4	0.79	0.48~1.10	0.57	0.40~0.74
运 1729	21.5	-29.1~72.0	0.78	0.23~1.26	0.47	0.26~0.68
平 28	-41.2	-76.5~-5.8	1.42	1.09~1.76	0.74	0.61~0.88
石 3409	-2.5	-34.7~29.7	0.97	0.67~1.28	0.66	0.49~0.82
冀植 17	18.4	-22.4~59.3	0.82	0.44~1.20	0.57	0.31~0.83
中 206	14.5	-27.6~56.5	0.91	0.51~1.31	0.61	0.39~0.82
鲁 155	-14.2	-65.7~37.2	1.16	0.68~1.64	0.60	0.39~0.82
中 12(CK)	-19.5	-51.9~13.0	1.13	0.83~1.43	0.55	0.29~0.82
综合性状						
冀 84-25	-1.2	-24.3~22.0	0.97	0.73~1.20	0.83	0.73~0.93
运 1729	-2.5	-22.9~17.9	1.00	0.80~1.20	0.86	0.77~0.95
平 28	21.4	-6.9~49.6	0.84	0.55~1.11	0.66	0.50~0.82
石 3409	-10.1	-24.8~4.7	1.06	0.93~1.22	0.90	0.84~0.94
冀植 17	-7.2	-27.4~13.0	1.06	0.86~1.26	0.89	0.83~0.94
中 206	-6.8	-24.0~10.4	1.14	0.97~1.30	0.90	0.84~0.96
鲁 155	18.0	-3.8~39.7	0.82	0.61~1.03	0.77	0.61~0.93
中 12(CK)	-12.5	-31.2~6.1	1.12	0.94~1.30	0.87	0.77~0.98

采用混合线性模型分析方法, 可以综合分析多年份和多试点区域试验的各种非平衡数据, 并能获得无偏的估算. 当区域试验资料是平衡数据时, 采用本文所介绍的分析方法估算的各项方差和协方差分量以及线性对比值方差与多变量方差分析(MANOVA)所估算的结果是一致的. 但是对于有不规则缺失的区域试验资料, 则无法采用 MANOVA 方法分析这些非平衡数据. 运用混合线性模型分析方法也存在一些局限性, 其主要缺点是计算公式较复杂, 需要进行

大矩阵的运算和求逆,因此必需由电脑运行适合的统计分析软件,才能分析多年份和多试点的试验数据.我们已经开发了单一性状和综合性状统计分析所需要的电脑运算软件,可直接用于IBM兼容型的微电脑.

附表 黄河流域(1989~1990年)棉花区域试验纤维比强度(g/tex)资料

Add. table Data of fiber strength (g/tex) from Yellow River regional trial for cotton

试 点	(1989)								(1990)							
	冀 84-25	参 运 1729	试 平 28	品 石 3409	种 冀植 17	中 206	鲁 155 (CK)	中12	冀 84-25	参 运 1729	试 平 28	品 石 3409	种 冀植 17	中 206	鲁 155 (CK)	中12
1 石家庄	22.2	19.7	20.2	19.6	19.5	21.4	20.8	19.9	21.2	19.2	20.1	19.8	19.2	22.5	21.1	18.4
2 邯郸	21.1	19.0	21.1	18.3	21.3	21.3	20.0	18.7	22.2	18.4	22.8	19.9	20.5	22.4	22.3	20.0
3 沧州	22.1	20.5	23.5	22.0	21.5	20.1	21.8	21.4	19.7	21.9	20.3	18.5	19.7	20.3	21.6	19.0
4 保定	19.9	20.3	20.7	19.2	19.9	21.6	19.9	17.5	21.5	20.2	21.2	18.3	21.5	22.2	20.9	19.0
5 保植	20.6	20.0	19.8	18.3	18.2	20.6	21.4	20.3	22.1	19.8	21.6	19.9	20.2	19.5	18.9	17.0
6 运城	21.3	20.1	19.3	19.5	20.1	22.6	20.4	17.6	22.3	20.2	21.6	18.7	22.2	22.9	21.5	21.4
7 临汾	20.4	20.5	20.1	19.6	21.2	—	19.6	18.3	22.5	22.0	22.8	20.0	19.4	21.7	20.3	20.7
8 太原	21.3	19.6	19.9	19.1	20.0	19.2	21.3	17.5	20.1	22.0	24.0	18.8	21.9	22.8	20.2	20.3
9 大荔	23.1	20.0	21.4	19.4	21.0	20.6	21.8	19.0	21.8	20.3	22.6	20.5	22.6	23.9	22.9	20.1
10 渭南	20.9	20.3	20.7	20.4	20.5	21.4	20.1	19.2	22.3	20.5	22.5	21.8	19.5	19.0	23.3	13.5
11 三原	21.2	20.1	20.8	19.5	20.0	22.1	20.1	19.8	21.0	17.0	20.7	19.9	20.6	20.2	21.4	19.4
12 郑州	20.1	19.2	21.1	17.7	19.8	20.7	18.7	20.2	19.6	20.3	20.2	19.8	19.6	20.0	22.4	19.9
13 洛阳	23.1	20.9	23.8	20.4	20.9	22.4	22.4	21.5	22.0	20.7	20.7	20.2	20.2	21.5	20.4	20.0
14 商丘	20.8	19.8	19.7	21.2	20.3	22.8	23.1	19.3	21.7	20.0	20.8	19.0	18.1	21.7	19.5	18.4
15 西华	20.9	21.0	20.0	18.7	18.7	21.0	19.6	19.0	19.5	19.8	20.9	18.5	19.5	20.4	18.2	17.5
16 安阳	20.7	18.9	19.6	18.5	18.5	20.2	18.9	17.3	22.3	19.9	22.7	21.9	21.6	21.3	23.4	20.7
17 临清	21.4	20.1	19.7	20.3	19.4	21.8	22.6	20.5	20.7	23.8	21.9	20.1	21.6	22.0	22.5	20.9
18 菏泽	20.0	19.2	20.7	17.3	20.1	21.4	19.5	18.5	—	—	—	—	—	—	—	—
19 惠民	21.5	19.8	24.4	20.7	21.9	24.1	23.9	20.5	22.1	22.2	23.8	21.2	21.1	23.1	19.9	20.8
20 平度	21.1	18.1	23.6	18.9	19.7	20.7	21.7	19.5	22.5	19.9	22.4	18.4	19.6	21.5	20.6	18.9
21 潍坊	21.8	21.7	20.7	19.0	20.0	20.8	23.2	19.8	19.3	18.6	20.9	19.4	19.4	21.3	21.8	20.5
22 徐州	18.7	19.6	20.2	18.0	19.4	22.0	20.6	20.8	19.9	21.6	20.0	17.7	18.7	20.1	21.7	20.1
23 涡阳	19.9	18.1	19.4	17.7	22.2	21.3	17.9	17.7	20.2	19.7	19.0	18.6	21.5	21.1	19.5	21.1
24 肖县	19.6	17.1	19.7	19.4	20.2	20.5	22.3	19.9	21.3	19.0	18.6	18.6	20.2	20.0	22.6	18.2

参考文献

- 1 彭祖赠,孙毓玉.模糊数学.见:现代工程数学手册编委会编《现代工程数学手册》第Ⅱ卷.武汉:华中工学院出版社,1988
- 2 Morrison D F. Multivariate statistical methods. second edition. New York: McGraw-Hill, 1976
- 3 朱军,许馥华,赖鸣冈.作物品种区域试验非平衡资料的分析方法——单一性状的分析.浙江农业大学学报,1993,19(1):7~13
- 4 朱军.估算遗传方差和协方差的混合线性模型方法(英).生物数学学报,1992,7(1):1~11
- 5 Finlay K W, Wilkinson G N. The Analysis of adaptation in a plant breeding programme. Aust. Jour. Agr. Reis., 1963,14:742~754
- 6 Eberhart S A, Russell W A. Stability parameters for comparing varieties. Crop Sci., 1966,6:36~40
- 7 Miller R G. The jackknife—a review. Biometrika, 1974,61:1~15
- 8 赖鸣冈,杨付新.第15轮黄河流域棉花品种区域试验述评.中国棉花,1991,19(5):18~21