7-13 作物品种 区域试验、棉花. 品种 2

浙江农业大学学报 19(1): 7～13, 1993
Journal of Zhejiang Agricultural University

作物品种区域试验非平衡资料的分析方法①

——单一性状的分析

S562.02

朱　军[1]　许馥华[1]　赖鸣冈[2]

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

摘　要　本文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统计分析方法.用 MINQUE 法估算各项方差分量,然后对品种效应的线性对比作显著性测验.品种稳定性分析采用 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评价稳定性.作为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;单一性状

中图分类　S562.022;O212.6

Zhu Jun[1]; *Xu Fuhua*[1]; *Lai Minggang*[2] (*Zhejiang Agricultural University*; *Hangzhou* 310029)

Analysis methods for unbalanced data from regional trials of crop variety: Analysis for single trait. Journal of Zhejiang Agricultural University, 1993, 19(1): 7～13

Abstract　By applying the theory of mixed linear model analysis, methods for analyzing unbalanced data from regional crop test were proposed. Variance components estimated by MINQUE method can be used in significance test for 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. Variety stability can be evaluated by analyzing the confidence intervals for regression parameters. An example of Yellow Revier regional cotton test is given for demonstrating these methods in allyzing unbalanced data.

Key words　regional trial; unbalance data; mixed linear models; analysis methods; single trait

品种区域试验是农作物选育过程中评定参试品种和推广优良品种的一个重要环节.农作物品种需要通过区域试验鉴定,才能确定其在多年份和多试点的农艺性状表现.作物农艺性状大多是数量性状,除了受品种基因型影响外,还受环境因素的影响.运用统计分析的方法,可以排除各种非遗传因素的干扰,从而直接评价品种的基因型效应.区域试验平衡资料(Balanced Data)一般可采用传统的方差分析(Analysis of Variance,简称 ANOVA)的方法进行分析.用 ANOVA 方法分析数据有许多优点:计算简便;可用 F 测验作统计检验;对平衡数据的分析能获得最佳无偏估算,但是,该方法最大的缺点是不能有效地分析有缺失的非平衡数据(Unbal- 792

收稿日期:1992-07-02
①国家教委资助项目

anced Data). 在区域试验实施过程中，由于每年参试品种可能不同，某些试点的数据可能缺失，传统的 ANOVA 方法不能对多年份的区域试验非平衡资料进行综合分析.

对于有缺失的非平衡数据，采用一些统计软件(如 SAS 的 GLM)，虽可算得变异的均方值. 但因它们不是相互独立的，因而无法对处理效应作 F 测验. 由 Rao(1971)提出的分析混合线性模型(Mixed Linear Model)的 MINQUE 法(Minimum Norm Quadratic Unbiased Estimation)，可用于分析非平衡的数据[1]. 本文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资料的统计分析方法. 该分析方法不需要估算均方，通过直接估算各项随机效应的方差分量，并进一步估算品种平均数间差异或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回归参数的估计值及其标准误，以评价品种的稳定性. 最后，笔者用黄河流域棉花品种区域试验(1989 年～1990 年)霜前皮棉产量的分析实例，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

有 g 个品种参加多年份联合区域试验，各年份和各试点的区组数为 r. 如果每年的参试品种不尽相同，某些年份的试点也不尽相同(即在某年中可能缺失了一些试点的资料)，这将导致多年份联合区域试验的资料成为非平衡数据. 根据联合区域试验常规设计，第 h 个品种在第 i 年中第 j 个试点内第 k 个随机区组的表现型值 y_{hijk} 可用以下线性模型表示，

$$y_{hijk} = G_h + Y_i + L_j + YL_{ij} + GY_{hi} + GL_{hj} + GYL_{hij} + B_{k(ij)} + e_{hijk} \tag{1}$$

$$h=1,2,\cdots,g;$$
$$i=1,2,\cdots,n_h;$$
$$j=1,2,\cdots,n_{hi};$$
$$k=1,2,\cdots,r;$$

其中 G_h 是品种固定效应，$(1/g)\sum_{h=1}^{g} G_h=\mu$，$\mu$ 为群体平均数；

Y_i 是年份随机效应，$Y_i \sim N(0,\sigma_Y^2)$；

L_j 是试点随机效应，$L_j \sim N(0,\sigma_L^2)$；

YL_{ij}是年份×试点互作随机效应，$YL_{ij} \sim N(0,\sigma_{YL}^2)$；

GY_{hi}是品种×年份互作随机效应，$GY_{hi} \sim N(0,\sigma_{GY}^2)$；

GL_{hj}是品种×试点互作随机效应，$GL_{hj} \sim N(0,\sigma_{GL}^2)$；

GYL_{hij}是品种×年份×试点互作随机效应，$GYL_{hij} \sim N(0,\sigma_{GYL}^2)$；

$B_{k(ij)}$是年份中试点内随机区组效应，$B_{k(ij)} \sim N(0,\sigma_B^2)$；

e_{hijk}是随机机误 效应，$e_{hijk} \sim N(0,\sigma_e^2)$；

这是一个混合线性模型，其中除了品种效应为固定效应外，其它效应均为随机效应. 因而第 h 个品种在第 i 年中第 j 个试点内第 k 个随机区组的表现型值的正态分布是：

$$y_{hijk} \sim N(G_h, \sigma_Y^2+\sigma_L^2+\sigma_{YL}^2+\sigma_{GY}^2+\sigma_{GL}^2+\sigma_{GYL}^2+\sigma_B^2+\sigma_e^2)$$

作物品种联合区域试验所调查的各种性状，往往只有产量性状是以小区为单位的，其它性

状通常以试验点为单位. 为了便于对各性状进行分析，可对所有的性状以试点为单位进行统计分析. 当性状有区组观察值时，可用区组平均数估计该试点观察值. 第 h 个品种在第 i 年中第 j 个试点内 r 个区组(r≥1)平均数的线性模型是

$$y_{hij} = G_h + Y_i + L_j + YL^*_{ij} + GY_{hi} + GL_{hj} + GYL^*_{hij} \tag{2}$$

其中 $YL^*_{ij} = YL_{ij} + (1/r)\sum_{k=1}^{r} B_{k(ij)}$，

$YL^*_{ij} \sim N(0,\ \sigma^2_{YL} + (1/r)\sigma^2_B)$ 或 $\sim N(0,\ \sigma^2_{YL*})$；

$GYL^*_{hij} = GYL_{hij} + (1/r)\sum_{k=1}^{r} e_{hijk}$，

$GYL^*_{hij} \sim N(0,\ \sigma^2_{GYL} + (1/r)\ \sigma^2_e)$ 或 $\sim N(0,\ \sigma^2_{GYL*})$

因而第 h 个品种在第 i 年中第 j 个试点内的区组平均数具有以下正态分布

$$y_{hij} \sim N(G_h, \sigma^2_Y + \sigma^2_L + \sigma^2_{YL*} + \sigma^2_{GY} + \sigma^2_{GL} + \sigma^2_{GYL*})$$

如果将作物品种在各试点观察值的线性模型以矩阵形式表示，多年份联合区域试验的资料可以用以下混合线性模型表示，

$$\begin{aligned} \mathbf{y} &= \mathbf{Xg} + \mathbf{U}_Y\mathbf{e}_Y + \mathbf{U}_L\mathbf{e}_L + \mathbf{U}_{YL*}\mathbf{e}_{YL*} + \mathbf{U}_{GY}\mathbf{e}_{GY} + \mathbf{U}_{GL}\mathbf{e}_{GL} + \mathbf{e}_{GYL*} \\ &= \mathbf{Xg} + \sum_{u=1}^{5}\mathbf{U}_u\mathbf{e}_u + \mathbf{U}_6\mathbf{e}_6 \end{aligned} \tag{3}$$

其中 $\mathbf{y}$ 是(n×1)的观察值向量，$\mathbf{g}$ 是品种固定效应的向量($\mathbf{g}=[G_h]$)，$\mathbf{X}$ 是品种固定效应的系数矩阵；$\mathbf{e}_u$ 是第 u 项独立随机变量的向量，具有平均数零、方差 $\sigma^2_u\mathbf{I}$，$\mathbf{U}_u$ 是第 u 项随机效应的系数矩阵；$\mathbf{U}_6=\mathbf{I}$ 是单位矩阵.

观察值向量 $\mathbf{y}$ 具有以下多变量多元正态分布

$$\mathbf{y} \sim MVN(\mathbf{Xg}, \sum_{u=1}^{6}\sigma^2_u\mathbf{U}_u\mathbf{U}_u^T)$$

1.2　随机效应方差分量的估算

采用最小范数二阶无偏估算法(MINQUE)[1]，可以无偏地估算混合线性模型中的各项方差分量. 该方法需要设置先验值，我们建议采用 MINQUE(1)法，即设所有的方差分量先验值为常数 1. 混合线性模型中的方差分量的估计值向量$[\hat{\sigma}^2_u]$可由下列 MINQUE(1)等式($u,v=1,2,\cdots,6$)解得

$$[\mathrm{tr}(\mathbf{QV}_u\mathbf{QV}_v)][\hat{\sigma}^2_u] = [\mathbf{y}^T\mathbf{QV}_u\mathbf{Qy}] \tag{4}$$

其中 tr 是矩阵的迹，即矩阵对角线元素的总和；

$$\mathbf{V} = \sum_{u=1}^{5}\mathbf{U}_u\mathbf{U}_u^T + \mathbf{I}\text{，并具有逆矩阵 } \mathbf{V}^{-1}；$$

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

$\mathbf{y}^T$ 是观察值向量 $\mathbf{y}$ 的转置向量.

估算区域试验混合线性模型中的方差分量，可以揭示环境效应(年份、试点、年份×试点)和基因型×环境互作效应(品种×年份、品种×试点)对性状表现的影响. 方差分量估计值可直接用于估算品种效应线性对比的标准误.

1.3　品种效应的线性对比及其显著性测验

可以采用不同的统计方法估算以上混合线性模型中的品种固定效应(G_h). 如果观察值向量 $\mathbf{y}$ 的方差分量真值 σ^2_u 是可知的，固定效应的最佳线性无偏估算可由广义最小二乘法算得. 但是方差分量真值实际上是不可知的. 如果采用方差分量的估计量 $\hat{\sigma}^2_u$，则固定效应的广义最小

二乘法估算值便失去了无偏性，也不再是线性的了. 最简单的估算方法是采用最小二乘法，由品种的平均数估算品种固定效应.

$$\hat{G}_h = \bar{y}_h = (1/n_h)\sum_{i=1}^{n_h}[(1/n_{hi})\sum_{j=1}^{n_{hi}} y_{hij}] \tag{5}$$

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 $n_h = \sum_{i=1}^{n_h} n_{hi}$. 品种 h 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 $\mathbf{y}$ 的乘积来表示，$\hat{G}_h = \mathbf{m}_h^T\mathbf{y}$. 常数向量 $\boldsymbol{m}_h$ 有 n 个系数，其对应于品种 h 观察值的系数为 $1/n_h$，其它系数均为 0. 品种固定效应估算值是线性无偏的.

参试品种的线性对比(Linear Contrast)是国际上广泛应用的一种品种间比较方法，它可以在二个品种间或不同组类的品种之间进行比较. 参试品种的任何线性对比可以用品种平均数的线性函数表示为

$$C = \sum_{h=1}^{g} c_h\bar{y}_h = \sum_{h=1}^{g} c_h\mathbf{m}_h^T\mathbf{y} = (\sum_{h=1}^{g} c_h\mathbf{m}_h^T)\mathbf{y}$$

如果设系数转置向量 $\mathbf{c}^T = \sum_{h=1}^{g} c_h\mathbf{m}_h^T$，则线性对比值 C 可以用观察值向量 y 的线性函数来表示，$C = \mathbf{c}^T\mathbf{y}$，线性对比值 C 是正态分布，具有平均数

$$\mathbf{c}^T\mathbf{X}\mathbf{g} = \sum_{h=1}^{g} c_h G_h$$

和方差

$$\sigma^2(C) = \mathbf{c}^T(\sum_{u=1}^{6} \sigma_u^2 U_u \mathbf{U}_u^T)\mathbf{c}$$

如果设 $a_u = (\mathbf{c}^T\mathbf{U}_u)(\mathbf{U}_u^T\mathbf{c})$，则线性对比值 C 的方差可由下式估算

$$\hat{\sigma}^2(C) = \sum_{u=1}^{6} a_u\hat{\sigma}_u^2 \tag{7}$$

当试验数据平衡时(品种数 $= g$，年份数 $= n_Y$，试点数 $= n_L$)，该表达式便可简化为

$$\hat{\sigma}^2(C) = (1/n_Y n_L)(n_L\hat{\sigma}_{GY}^2 + n_Y\hat{\sigma}_{GL}^2 + \hat{\sigma}_{GYL\cdot e}^2)\sum_{h=1}^{g} c_h^2$$

该值等于以区组平均数模型(2)(品种、年份和试点三因素方差分析)所估计的品种线性对比 C 的方差

$$\hat{\sigma}^2(C) = (1/n_Y n_L)(MS_{GY} + MS_{GL} - MS_{GYL\cdot e})\sum_{h=1}^{g} c_h^2$$

其中 MS_{GY}是品种×年份互作均方值，MS_{GL}是品种×试点互作均方值，$MS_{GY\cdot e}$是剩余效应均方值.

由于品种区域试验的群体一般都较大，因而可以采用 z 测验检验以下广义统计假设，

无效假设 H_0: $\sum_{h=1}^{g} c_h G_h = 0$

备择假设 H_1: $\sum_{h=1}^{g} c_h G_h \neq 0$

如果估算值 $C \div \hat{\sigma}(C)$ 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.

线性对比系数必须附合限定条件 $\sum_{h=1}^{g} c_h = 0$. 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. 现以八个品种的区域试验为例，说明系数 c_h 的选择方法. 八个品种的平均数为 $[\bar{y}_{1\cdot\cdot}, \bar{y}_{2\cdot\cdot}, \cdots, \bar{y}_{8\cdots}]$，它们分别是品种固定效应 $[G_1, G_2, \cdots, G_8]$ 的无偏估计. 如果要检验品种 $h(h\neq 8)$ 和品种 8(对照)之间的差异、即检验 H_0: $G_h = G_8$，可以设 $c_h = 1$，$c_8 = -1$，而其它系数均

为0.因而

$$C=(1)\bar{y}_{h\cdot\cdot}+(-1)\bar{y}_{8\cdot\cdot}=\bar{y}_{h\cdot\cdot}-\bar{y}_{8\cdot\cdot}$$

如果希望检验所有育成品种($h<8$)的平均表现和对照品种($h=8$)之间是否存在差异,可以设$c_h=1(h<8)$,$c_8=-7$,因而

$$C=\sum_{h=1}^{7}\bar{y}_{h\cdot\cdot}-7\bar{y}_{8\cdot\cdot}$$

由于品种的线性对比包括了品种间或不同品种类别间的比较,品种区域试验宜采用这种比较方法.采用本文所提出的混合线性模型方法分析平衡数据时,能获得与传统的方差分析方法一致的分析结果.

1.4 品种稳定性测验

为了评价品种的稳定性表现,常采用简单回归分析的方法[2,3]估算品种对环境指数的回归参数.对以模型(2)所表示的区域试验非平衡数据,回归分析的依变量是品种h在各年份和各试点的平均表现y_{hij},自变量则是各年份和各试点的环境指数(I_{ij}).环境指数通常由所有品种在该年份和该试点的平均表现估算,

$$I_{ij}=(1/n_{ij})\sum_{h=1}^{n_{ij}}y_{hij} \tag{8}$$

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

由于环境指数由品种平均数估计而得,它不再是固定常量,而是随机变量,并具有正态分布

$$I_{ih}\sim N(\mu,\sigma_Y^2+\sigma_L^2+\sigma_{YL*}^2+(1/n_{ij})(\sigma_{GY}^2+\sigma_{GL}^2+\sigma_{GYL*}^2))$$

随机变量y_{hij}和I_{ij}也不是相互独立的,在这种情况下不能采用常规的回归分析方法估算回归参数估计值的方差,从而也无法对回归参数作相应的统计推断.

我们建议采用Jackknife方法[4]计算回归参数的估计值及其标准误.以每个试点的观察值作为Jackknife的重复抽样单位.对于某项回归参数φ(回归截距a,回归斜率b或相关系数r),分析所有观察值时可以得到估计值$\hat{\varphi}$.当从资料中剔除观察值y_{hij}和I_{ij}以后,重新估算则可得到新的估计值$\hat{\varphi}_{(ij)}$.采用此法从完整的数据中每次剔除一个观察值y_{hij}和$I_{ij}(i=1,2,\cdots,n_h;j=1,2,\cdots,n_{hi})$,可以获得$n_{h\cdot}$个不同的估计值$\hat{\varphi}_{(ij)}$.回归参数的Jackknife估计值$\hat{\varphi}_J$和抽样方差$var(\hat{\varphi}_J)$分别为

$$\hat{\varphi}_J=n_{h\cdot}\hat{\varphi}-(n_{h\cdot}-1)\hat{\varphi}_{\cdot} \tag{9}$$

$$\mathrm{var}(\hat{\varphi}_J)=\frac{(n_{h\cdot}-1)}{n_{h\cdot}}\sum_{i=1}^{n_h}\sum_{j=1}^{n_{hi}}(\hat{\varphi}_{(ij)}-\hat{\varphi}_{\cdot})^2$$

其中$\hat{\varphi}_{\cdot}=(1/n_{h\cdot})\sum_{i=1}^{n_h}\sum_{j=1}^{n_{hi}}\hat{\varphi}_{(ij)}$.

回归参数估计值$\hat{\varphi}_J$的标准误$SE(\hat{\varphi}_J)=\sqrt{var(\hat{\varphi}_J)}$,统计量$(\hat{\varphi}_J-\hat{\varphi})\div SE(\hat{\varphi}_J)$近似地具有自由度为$(n_{h\cdot}-1)$的$t$分布.从而可以用$t$测验对回归参数作统计检验,或者用$\hat{\varphi}_J\pm t(\alpha;n_{h\cdot}-1)\times SE(\hat{\varphi}_J)$确定回归参数的$100(1-\alpha)\%$置信区间.

2. 实例分析

按本文所提出的统计模型和分析方法,分析了1989至1990年黄河流域棉花品种区域试

验(8 个品种、24 个区试点)[5]的霜前皮棉产量(公斤/亩)资料.由于 1989 年临汾试点缺失了一个品种(中 206)的资料,1990 年因气候异常荷泽试点资料不能使用,因而这两年的联合区域试验资料属于非平衡数据,不能用 *ANOVA* 方法对两年资料合并分析.通常的方法是:删除 1989 年临汾试点其它七个品种的资料,用 *ANOVA* 方法分别分析两年的资料;或者删除 1989 年临汾和荷泽试点以及删除 1989 年临汾试点的资料,分析两年 22 个试点的平衡数据.采用本文所提出的新方法,则不必删除任何数据.

影响霜前皮棉产量的随机效应的方差分量估计值分别为:年份 $\hat{\sigma}=4.80$,试点 $\hat{\sigma}_L^2=7.36$,年份×试点 $\hat{\sigma}_{YL\cdot}^2=127.06$,品种×年份×$\hat{\tau}_{GY}^2=0.64$,品种×试点 $\hat{\sigma}_{GL}^2=8.67$,及剩余效应 $\hat{\sigma}_{GYL\cdot}^2=34.00$,其中年份×试点互作方差分量值最大,这表明 24 个试点的产量表现在 1989 年和 1990 年很不一致.

8 个品种及其代号分别为(1)冀 84-25、(2)运 1729、(3)平 28、(4)石 3409、(5)冀植 17、(6)中 206、(7)鲁 155、(8)中 12.它们的平均霜前皮棉产量和 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)
50.3	58.2	64.9	60.9	59.5	67.0	57.5	65.4
		A			A		A
	B		B	B			
	C			C		C	

这表明,中 206 和平 28 与对照中 12 的霜前皮棉产量差异不显著,其它参试品种的霜前皮棉产量都显著低于对照.

由于 8 个品种的育种单位不尽相同,通过设置不同的线性对比系数[$c_1,c_2,c_3,c_4,c_5,c_6,c_7,c_8$],可以比较不同单位选送品种间的产量差异.如果要比较平 28 和鲁 155 两个品种与中国农科院棉花研究所(中棉所)育成的中 206 和中 12 的平均差异,可设线性对比系数为[0,0,1,0,0,−1,1,−1].此时线性对比值 C=−10.04,其标准误 SE=2.39,估算值 C÷SE=−4.20,其绝对值大于 $\alpha_{(0.01)}$,这表明这两个品种平均霜前皮棉产量极显著地低于中棉所育成的品种.设线性对比系数为[2,0,0,2,2,−3,0,−3],可以比较冀 84-25、石 3409 和冀植 17 三个品种与中棉所育成品种中 206 和中 12 的平均差异.由于线性对比值 C=−55.60,标准误 SE=6.55.估算值 C÷SE=−8.48,其绝对大于 $\alpha_{(0.01)}$,因此这三个品种平均霜前皮棉产量也极显著地低于中棉所育成品种.

8 个参试品种的稳定性分析结果列于表 1.霜前皮棉产量对 环境指数的回归分析表明:平 28 和鲁 155 的回归斜率显著小于 1(置信区间上限(1),这两个品种对环境指数的反应不敏感.平 28 的相关系数最低(置信区间上限<0.83),因而品种平 28 还表现一致性较差;其它 6 个品种的回归截距与 0 无显著差异(置信区间下限<0.0<置信区间上限),回归斜率与 1 无显著差异(置信区间下限<1.00<置信区间上限).这些品种在稳定性方面表现相似.

目前国内区域试验分析只对作物产量性状进行方差分析和显著性测验,而对品质、抗性、早熟性等性状只根据品种的平均表现排列位次.因而对非产量性状的评价不是建立在严格的统计检验的基础上.采用本文所提出的统计分析方法,能对各种农艺性状都作严格的统计分析,从而可以准确、可靠地评价各参试品种.

表 1　棉花 8 个品种霜前皮棉产量对环境指数回归分析的参数估计值和 95% 置信区间

Table 1　Estimates of parameters and their 95% confidence inervals for regression analysis of lint yield on environment index in eight cotton varieties

品种 Variety	截距 Intercept 估计算 Estimate	截距 Intercept 置信区间 95%C. I.	斜率 Slope 估计算 Estimate	斜率 Slope 置信区间 95% C. I.	相关系数 Correlation 估计值 Estimate	相关系数 Correlation 置信区间 95% C. I.
冀 84-25	−4.3	−13.3～4.6	0.90	0.75～1.06	0.86	0.77～0.94
运 1729	−5.3	−13.3～2.7	1.04	0.93～1.17	0.94	0.91～0.97
平 28	21.7	8.5～34.9	0.72	0.50～0.93	0.70	0.56～0.83
石 3409	−7.0	−16.0～2.0	1.12	0.98～1.26	0.94	0.90～0.98
冀植 17	−8.0	−16.7～0.7	1.12	0.98～1.25	0.94	0.90～0.97
中 206	−1.3	−11.0～8.5	1.13	0.98～1.28	0.94	0.90～0.97
鲁 155	7.1	−2.5～16.6	0.83	0.68～0.99	0.85	0.75～0.96
中 12(CK)	−3.4	−12.3～5.4	1.13	0.99～1.28	0.94	0.91～0.97

附表　黄河流域(1989 年～1990 年)棉花区域试验霜前皮棉产量(kg)资料

Add. table　Data of yield before frost from Yellow River regional trial for cotton

试点	参试品种(1989 年) 冀 84-25	运 1729	平 28	石 3409	冀植 17	中 206	鲁 155	中 12 (CK)
石家庄	65.7	64.3	61.4	63.9	70.2	71.3	58.4	76.0
邯郸	55.9	64.2	75.9	60.6	61.9	78.8	66.2	78.0
沧州	83.3	69.7	75.3	72.3	68.7	92.7	68.3	77.0
保定	47.0	34.4	61.3	45.2	39.4	59.2	44.0	53.0
保植	63.0	59.4	64.1	63.3	60.8	78.7	43.0	66.6
运城	26.1	63.3	57.8	51.1	66.0	65.8	57.9	74.0
临汾	60.4	59.1	86.8	85.5	64.5	—	62.3	68.5
太原	52.3	76.2	64.8	74.8	64.3	82.2	57.9	83.6
大荔	45.0	51.8	75.1	59.1	65.1	61.8	46.5	59.6
渭南	55.9	58.2	63.6	63.8	65.6	67.2	54.3	66.9
三原	63.4	69.3	61.4	75.3	78.7	78.4	64.2	80.7
郑州	57.8	67.0	63.6	71.1	68.8	74.4	78.0	71.0
洛阳	57.2	62.0	69.2	67.2	65.7	65.1	55.5	74.5
商丘	45.4	60.2	65.0	58.4	56.4	51.1	52.0	60.1
西华	32.3	40.0	60.3	40.3	44.0	49.0	39.3	40.7
安阳	54.2	62.4	79.4	75.0	75.0	77.7	60.4	84.1
临清	49.3	52.3	40.8	59.3	56.0	62.0	54.8	56.7
荷泽	60.0	70.0	85.0	69.0	72.0	83.0	66.0	69.3
惠民	48.0	43.8	58.5	49.7	42.1	66.3	46.9	52.6
平度	65.0	72.9	87.1	75.3	70.9	84.1	64.3	73.3
潍坊	48.1	51.9	64.5	54.4	56.7	63.0	52.0	64.8
徐州	55.7	70.2	78.9	81.2	74.8	82.6	84.3	79.6
涡阳	36.2	44.4	49.8	56.6	42.8	43.9	47.7	40.1
肖县	53.3	59.0	73.3	69.0	64.3	69.7	65.3	72.3

试点	参试品种(1990 年) 冀 84-25	运 1729	平 28	石 3409	冀植 17	中 206	鲁 155	中 12 (CK)
石家庄	64.7	65.7	49.2	69.7	73.9	76.1	64.8	75.4
邯郸	61.9	78.4	86.8	72.6	78.2	91.0	69.9	82.3
沧州	58.2	66.6	72.3	68.3	70.6	71.9	72.1	79.5
保定	45.3	48.6	50.7	48.9	56.1	58.2	53.9	60.0
保植	56.7	70.0	52.7	68.0	76.7	77.0	67.0	79.0
运城	44.8	61.0	63.3	56.0	59.8	65.8	50.1	59.6
临汾	46.7	63.0	72.0	64.3	64.3	70.3	60.7	62.3
太原	52.1	73.6	73.2	73.1	72.4	83.4	59.9	74.4
大荔	56.3	81.6	92.5	84.0	71.7	81.6	73.8	91.9
渭南	51.0	58.8	65.0	58.0	55.6	70.0	63.5	62.3
三原	22.8	34.5	51.1	34.8	34.8	31.1	34.0	32.7
郑州	25.3	51.0	68.0	29.0	24.7	45.7	63.0	40.0
洛阳	55.9	61.9	63.6	64.0	63.2	69.9	61.4	70.5
商丘	64.2	71.1	74.0	77.1	74.1	85.4	76.5	80.4
西华	41.7	57.7	62.3	59.3	54.3	60.3	53.7	58.0
安阳	46.1	45.3	57.2	51.6	45.2	49.1	42.0	60.3
临清	40.4	45.3	42.1	54.6	43.6	49.2	47.3	54.1
荷泽	—	—	—	—	—	—	—	—
惠民	30.8	27.5	57.3	29.0	29.7	55.2	41.2	36.2
平度	33.2	31.2	57.3	38.6	34.8	50.8	39.0	36.9
潍坊	30.2	31.5	45.5	32.2	33.1	40.6	35.2	48.8
徐州	47.7	55.4	50.2	50.1	54.2	52.0	49.9	58.5
涡阳	42.3	54.7	52.7	58.3	56.0	55.3	62.7	66.3
肖县	67.0	75.4	68.1	80.2	76.3	84.3	69.2	80.8

参考文献

1　Rao C R. Estimation of variance and covariance components-MINQUE theory. J. Multivar. Anal. 1971, 1: 257～275

2　Finlay K W and Wilkinson G N. The analysis of adaptation in a plant breeding programme. Aust. Jour. Agr. Res. 1963, 14: 742～754

3　Eberhart S A. and Russell W A. Stability parameters for comparing varieties, Crop Sci. 1966, 6: 36～40

4　Miller, R. G. The jackknife-a review. Biometrika, 1974, 61: 1～15

5　魏鸣冈，杨付新. 第 15 轮黄河流域棉花品种区域述评. 中国棉花，1991，19(5)：18～21