

利用协变量改进作物新品种稳定性参数估计*

胡希远, 陈耀峰

(西北农林科技大学 农学院, 陕西 杨凌 712100)

[摘要] 据线性模型原理, 提出了利用协变量改进作物新品种性状表现方差估计的方法, 指出了方差估计效果评价的指标, 在此基础上, 分析讨论了利用协变量改进作物新品种性状表现方差估计的可能性及其条件。最后分析了陕西省关中灌区小麦区域试验产量资料。

[关键词] 品种稳定性; 方差估计; 协变量; 均方误

[中图分类号] S11⁺ 4

[文献标识码] A

[文章编号] 1671-9387(2005)03-0048-05

农作物品种性状表现的稳定性是决定其在生产中应用价值的重要指标, 测定和评价新品种稳定性是农作物新品种选育和推广过程中的一个重要环节。为确定农作物品种性状表现的稳定性, 通常需要进行多年多点的品种区域试验, 估计品种在各种环境条件下性状表现的方差^[1]。品种经过试验的环境越多, 其性状表现方差估计的精准度越高^[2,3], 利用估计参数对品种稳定性评价的代表性和可靠性越强。但在作物品种选育和推广的实际工作中, 通常由于时间等因素的限制, 在对一些新品种进行评价或拟推广之前, 只获得了该品种在较少环境下的区域试验结果, 这使作物性状表现方差估计的精准度以及品种稳定性评价的可靠性受到限制。但一些老品种或者作为试验对照的标准品种通常有较多的区域试验结果可供利用, 因此这些品种性状表现方差估计的精确度较高。作物在不同环境条件下的反应各品种之间既有特异性又有共性, 即各种品种性状对环境变化的表现存在着一定的相关性。此外, 作物性状表现与气象和肥力等因子也密切相关, 这些因子也常有较多的观测资料。

本文将用具有较多试验结果的作物品种, 或具有丰富观测资料的环境因子作为协变量, 对具有较少试验资料的作物新品种, 在性状表现方差估计中精准度的改进效果进行了探讨。这不仅对提高作物新品种稳定性评价的可靠性具有重要作用, 而且对适当减少作物品种区域试验样本数, 降低品种试验的工作量和费用具有重要意义。

1 利用协变量改进作物新品种性状表现方差估计的统计依据

假定所要评价作物新品种某一性状(通常为产量性状)在各环境(不同地点和年份)下的表现值为 $y_i (i=1, 2, 3, \dots, K)$, 相应地作为协变量的作物品种对应性状或环境因子表现值为 t_i 。如果 $z_i = (y_i, t_i)$ 服从二元正态分布(BVN), 即, $z_i \sim (BVN(\mu, \Sigma))$, 其中 $\mu = (\mu_y, \mu_t)$, $\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_y^2 & \sigma_{yt} \\ \sigma_{ty} & \sigma_t^2 \end{pmatrix}$ 。关于 y_i 的模型可用下面的简单直线回归表示, 即

$$y_i = \theta + \beta t_i + e_i \quad (1)$$

式中, $\theta = \mu_y - \beta \mu_t$; $\beta = \sigma_{yt} / \sigma_t^2$; e_i 是随机误差, 与 t_i 相互独立, 并服从期望值为 0, 方差为 σ_e^2 的正态分布, $\sigma_e^2 = \sigma_y^2 - (\sigma_{yt})^2 / \sigma_t^2$ 。

新品种性状表现值 y_i 的方差又可表示为

$$\sigma_y^2 = \beta^2 \sigma_t^2 + \sigma_e^2 \quad (2)$$

在无协变量或不考虑协变量时, 对 σ_y^2 采用的常规估计为

$$\hat{\sigma}_y^2 = a \sum_{i=1}^k (y_i - \bar{y})^2 \quad (3)$$

式中, $a = (K-1)^{-1}$ 。为评价作物品种的稳定性, 应对 σ_y^2 进行估计。通过考察式(2)可以预计, 如果得到 σ_t^2 和 β 的优良估计, 则利用 y_i 和 t_i 的相关关系改进 σ_y^2 的估计就可能实现。

在品种选育与推广过程中, 很重要的工作之一就是要了解新品种性状表现的稳定性。实际试验研究中, 通常由于新品种试验资料较少, 依据常规方法

* [收稿日期] 2004-04-03

[基金项目] 国家 863 计划项目(2001AA 241037)

[作者简介] 胡希远(1963-), 男, 陕西蓝田人, 副教授, 博士, 主要从事统计应用与模型分析研究。

(式(3))估计的方差精度较低, 因而以其评价新品种性状稳定性很不可靠。但只要协变量具有较多的试验资料, 协变量的方差可精准地得以估计, 且协变量与新品种性状表现数据具有较高的相关性, 那么可以利用协变量在各种环境下的信息, 通过式(2)对新品种性状表现的方差进行精准估计, 从而提高新品种稳定性评判的可靠性。

2 品种表现值方差的估计及其估计效果的评判指标

2.1 品种表现值方差的估计

假设新品种性状表现值 y 具有 $i=1, 2, 3, \dots, K$ 个环境条件下的试验资料, 而作为协变量表现值的 t 具有 $i=1, 2, 3, \dots, M$ 个环境下的观测资料, 且 $M \geq K$, 则

$$y = (y_1, y_2, \dots, y_K) \quad (4)$$

$$t = (t_1, t_2, \dots, t_K, t_{K+1}, \dots, t_M) \quad (5)$$

利用协变量 t 的信息对新品种性状表现方差 σ_y^2 的估计为:

$$\hat{\sigma}_y^2 = b\hat{\beta}^2\hat{\sigma}_t^2 + c\hat{\sigma}_e^2 \quad (6)$$

式中, $\hat{\beta} = SS_1^{-1}CP$, $SS_1 = \sum_{i=1}^K (t_i - \bar{t}^{(1)})^2$, $CP = \sum_{i=1}^K (y_i - \bar{y}) (t_i - \bar{t}^{(1)})$, $\bar{y} = K^{-1} \sum_{i=1}^K y_i$, $\bar{t}^{(1)} = K^{-1} \sum_{i=1}^K t_i$, $\hat{\sigma}_t^2 = (M-1)^{-1}SS_M$, $SS_M = \sum_{i=1}^M (t_i - \bar{t})^2$, $\bar{t} = M^{-1} \sum_{i=1}^M t_i$, $\hat{\sigma}_e^2 = (K-2)^{-1} \sum_{i=1}^K (y_i - \hat{\theta} - \hat{\beta}t_i)^2$, $\hat{\theta} = \bar{y} - \hat{\beta}\bar{t}^{(1)}$ 。

另有

$$c = 1 - (K-3)^{-1}(M-1)^{-1}(M-3), (K > 3) \quad (7)$$

当 $b=1$ 时, 这一估计为 σ_y^2 的无偏估计^[3]。通过简单的推导计算可知, 当 $K=M$ ($K > 3$) 时, 式(6)和式(3)的常规估计结果一致。

2.2 方差估计效果的评判指标与比较

为了判断常规法(式(3))和协变量法(式(6))方差估计的优劣, 还需要一定的统计量进行评价。通常, 均方误 MSE (Mean square error) 是评价估计效果最有效的统计指标^[4-6]。方差估计的 MSE 越小, 其估计的精度越高。这里讨论 $b=1$ 方差无偏估计时的 MSE, 估计无偏时的 MSE 就等于估计的方差。

据文献[7]可知, 常规估计法式(3)的 MSE 为

$$MSE(\hat{\sigma}_y^2) = \{2a^2(K-1) + [a(K-1) - 1]^2\}\sigma_e^4 \quad (8)$$

根据 Piephoh 和 McCulloch^[3], 式(6)中估计值 $\hat{\sigma}_y^2$ 的 MSE 为

$$MSE(\hat{\sigma}_y^2) = 2b^2(M-1)^{-1} + (b-1)^2] \beta^4 \sigma_e^4 + [6b^2(M-1)^{-2}F - 2(M-1)^{-1}D + 2(b-1)(c-1)] \beta^2 \sigma_t^2 \sigma_e^2 + [3b^2(M-1)^{-2}E + 2c^2(K-2)^{-1} + 2b(c-1)(M-1)^{-1}D + (c-1)^2] \sigma_e^4 \quad (9)$$

式中, $D = (M-3)(K-3)^{-1}$, $K > 3$; $E = 1 + 2(M-K)(K-3)^{-1} + (M-K+2)(M-K)(K-3)^{-1}(K-5)^{-1}$, $K > 5$; $F = (K-1) + 2(M-K) + (K-3)^{-1}(M-K+2)(M-K)$, $K > 3$ 。

比较式(8)和式(9)值的大小, 可评判两种方法对方差估计的效果。D, E 和 F 的计算式分别仅适宜于 $K > 3$, $K > 5$ 和 $K > 3$ 的情形。因此, MSE 的计算和应用只适于 $K > 5$ 情况, 对于更小的 K 应采用其他指标^[3]。

当协变量的方差 σ_t^2 已知时, 可利用 σ_t^2 替代式(6)中的 $\hat{\sigma}_t^2$, 并使式(7)、(8)和(9)中的 M 时, 可得

$$c = (K-4)(K-3)^{-1} \quad K > 3 \quad (10)$$

$$MSE(\hat{\sigma}_y^2) = 4(K-3)^{-1} + \beta^2 \sigma_t^2 \sigma_e^2 + [3(K-3)^{-1}(K-5)^{-1} + 2c^2(K-2)^{-1} + 2(c-1)(K-3)^{-1} + (c-1)^2] \sigma_e^4 \quad (11)$$

为了说明用(6)式的协变量估计方差, 相对于利用(3)式常规估计法对方差估计的改进效果, 这里用其 MSE 进行分析, 有

$$P = MSE(\hat{\sigma}_y^2) / MSE(\hat{\sigma}_y^2) \quad (12)$$

如果 $P < 1$, 则利用式(6)可以提高方差估计的效果, 且 P 越小改进效果越明显; 反之, 如果 $P > 1$, 则利用式(6)无意义。

将式(8)和(9)代入式(12)后简化, 得

$$P = f_1(K, M) + f_2(K, M)q + f_3(K, M)q^2 \quad (13)$$

式中, $f_1(K, M)$, $f_2(K, M)$ 和 $f_3(K, M)$ 为由 K 和 M 构成的常数; q 反映了 y 变异中不能由协变量 t 变异解释的比例, 即

$$q = \sigma_e^2 / (\beta^2 \sigma_t^2 + \sigma_e^2) \quad (14)$$

式(13)表明, 利用协变量能否对方差估计起到改进作用, 与 K 和 M 的大小以及 y 与 t 的相关性有关。当 $q=0$ 时, 表明 y 和 t 完全相关, 则 β 可得到无误差估计, 这样观测值 t_i ($i=K+1$ 至 M) 的资料完全可以反映尚未取得观测值 y_i 的信息。在这种条件

下,式(9)转化为 $MSE(\hat{\sigma}_y^2) = 2(M-1)^{-1}\sigma_y^4$, 而式(12)转化为 $P = (K-1)(M-1)^{-1}$ 。这时只要 $M > K$, 就有 $P < 1$, 协变量信息的利用始终有意义。在 $M \gg K$ 时, 协变量信息的利用将使方差的估计获得很大的改进。一个相反的极端情况就是 $q=1$, 此时经运算可以证明始终存在 $P > 1$ 。因为此时 y 和 t 无相关性, 利用协变量的信息不能改进方差的估计。由于式(13)中 P 是 q 的一元二次方程, 其二阶导数是一常数。这样对于一般情况而言, 总是存在 1 个拐点 q , 设为 q_p ($0 < q_p < 1$), 使得 $q < q_p$ 时 $P < 1$, 而 $q > q_p$

时 $P > 1$ 。因此, 对于任意 K 和 M ($M > K > 5$), 必然存在一个 q_p 值, 在这个值以下, 协变量信息的利用对方差估计的改进总是有意义的, q 值相对于 q_p 值越小, 利用协变量对方差估计的改进效果越大。

3 品种性状表现方差估计实例分析

利用陕西省关中灌区 2001~2003 年小麦区域试验(中肥组)资料, 对上述方法进行实例分析。其试验数据如表 1 所示。

表 1 陕西省关中灌区 2001~2003 年小麦区域试验(中肥组)产量资料

Table 1 Data of yield from regional wheat trial (middle fertility group) in irrigation area of Middle Shaanxi for 2001~2003

序号 No.	品种名称 Variety name	kg/hm ²													
		2001~2002 年试验地点 Trial site of 2001-2002							2002~2003 年试验地点 Trial site of 2002-2003						
		杨凌 Yangling	宝鸡 Baoji	大荔 Dali	乾县 Qianxian	扶风 Fufeng	眉县 Meixian	长安 Changan	杨凌 Yangling	宝鸡 Baoji	大荔 Dali	乾县 Qianxian	扶风 Fufeng	岐山 Qishan	户县 Huxian
1	小偃 866 Xiaoyan 866	4 930	5 800	5 800	6 550	4 980	6 750	4 400	6 290	6 530	5 930	6 700	4 680	5 790	6 460
2	陕资 1869 Shaanzi 1869	5 550	5 450	6 000	6 710	5 070	6 570	4 600	6 420	6 650	5 800	6 420	4 790	5 440	6 820
3	西农 1330 Xinong 1330	6 870	5 190	6 010	7 200	5 310	4 770	3 960	5 770	6 000	5 720	6 530	4 860	5 430	6 040
4	(95) 18	6 550	6 290	5 580	6 540	5 520	6 550	4 080	6 280	6 720	5 460	6 480	5 580	6 060	7 040
5	小偃 921 Xiaoyan 921	6 100	4 700	7 280	8 310	5 930	7 050	4 260	6 000	6 900	6 020	8 580	4 620	5 340	5 980
6	H-46	6 990	5 290	6 020	7 700	4 800	7 650	3 840	6 080	6 450	5 000	8 050	4 560	5 350	6 080
7	农林 9823 Nonglin 9823	5 680	5 540	6 050	5 490	5 400	7 000	3 340	5 930	6 420	4 290	6 250	4 710	5 400	6 390
8	远丰 998 Yuanfeng 998	6 150	5 310	6 160	6 750	5 180	7 000	4 180	6 210	6 800	6 200	6 420	5 300	5 740	6 820
9	小偃 22(CK) Xiaoyan 22(CK)	6 070	4 650	6 020	6 810	5 210	6 400	4 260	6 830	7 100	6 640	7 250	5 070	5 710	6 640
10	陕 512 Shaan 512								7 130	7 430	6 180	7 600	5 540	6 250	7 220
11	H6								6 450	7 250	5 550	7 020	4 740	5 350	6 600
12	957								6 800	6 500	5 130	7 470	5 030	5 360	6 200
13	西农 291 Xinong 291								6 290	6 800	5 980	6 250	5 000	5 730	6 300
14	陕 715 Shaan 715								6 540	7 100	5 420	7 380	4 910	6 120	6 920
15	小偃 143 Xiaoyan 143								6 020	6 850	5 620	7 850	4 260	4 940	6 280
16	陕农 981 Shaannong 981								6 970	7 030	6 210	7 150	5 130	6 150	6 160

注: 为缩小表的篇幅, 2001~2002 年试验后未进入 2002~2003 区试的品种未列入表中。

Note: For brevity only part of the varieties were used

2001~2002 年对 16 个品种在 7 个地区进行了试验, 2002~2003 年对 15 个品种在 7 个地区进行了试验, 其中有 9 个品种(品种 1~9)是 2001~2002 年试验过的, 7 个品种(10~16)是 2002~2003 年入选的新品种。要对新入选品种的产量方差进行估计, 从而评价新品种产量的稳定性。由于新品种仅进行了 1 年试验, 仅利用 1 年的试验结果对产量方差进

行估计, 其估计的精准度低、代表性差, 因而利用这样的方差, 进行小麦新品种稳定性的评价可靠性不足。由于作为标准对照的品种小偃 22 和另外的 8 个品种(品种 1~8)具有 2 年多点的试验结果, 其产量方差估计的精准度高、代表性强。因此, 应利用这些品种的信息, 将这些品种的产量作为协变量, 根据式(6)对新品种方差进行估计。如果新品种产量与协变

量之间存在较高的相关性, 那么新品种方差估计的效果将会得到改进。下面分别以标准对照品种小偃 22 的产量和品种 1~ 9 的产量平均值作为协变量, 考察新品种方差估计的情况。

根据表 1 的试验资料, 无论以对照品种小偃 22 的产量, 还是以品种 1~ 9 的产量平均值作为协变量, 协变量均具有 14 个环境条件(2 年 × 7 个试验点) 下的产量试验结果, 即 $M = 14$, 2002~ 2003 入选的新品种(10~ 16) 只有其中 7 个环境条件(1 年 × 7 个试验点) 下的产量试验结果, 即 $K = 7$ 。要计算常规法(式(3))和协变量法(式(6))估计新品种方差的 MSE , 需要参数 $\sigma_e^2, \sigma_c^2, \sigma_g^2$ 和 β 的真值已知, 这在实际研究中是不可能的, 因此只能用其估计值 $\hat{\sigma}_e^2, \hat{\sigma}_c^2, \hat{\sigma}_g^2$ 和 $\hat{\beta}$ 计算 MSE 。以对照品种小偃 22 为协变量计

算的有关参数如表 2 所示。各品种与小偃 22 有着不同的相关性, 品种陕 215, H6, 西农 291, 陕 715, 小偃 143 和陕农 981 与小偃 22 具有高度的相关性($0.6 < r < 0.9$), 品种 957 和陕 715 只有中度相关性($0.6 < r < 0.9$)。 \hat{q} 值与 r 相对应, 即 r 越大 \hat{q} 越小。因此, 前述 5 个品种的 P 值 [$P = M SE(\hat{\sigma}_e^2) / M SE(\hat{\sigma}_c^2)$] 都小于 1, 且相关系数 r 愈大 P 值越小; 后述 2 个品种的 P 值接近于 1。结果表明, 利用协变量依据式(6)可提高前述 5 个品种方差估计的精准度, 品种与协变量相关性愈大提高效果愈明显; 利用该协变量对另 2 个品种方差估计无改进作用。从估计方差的数值来看, 常规法估计的方差 $\hat{\sigma}_e^2$, 普遍较协变量法估计的方差 $\hat{\sigma}_c^2$ 小, 这是因为常规法仅可利用较少环境下试验提供的少量信息。

表 2 以标准对照品种小偃 22 为协变量时有关参数的计算结果

Table 2 Results of parameter estimation using standard variety Xiaoyan 22 as covariate

新品种 New variety	r^*	$\hat{\sigma}_e^2$	$\hat{\sigma}_c^2$	\hat{q}	$\hat{\beta}$	$\hat{\sigma}_g^2$	$\hat{\sigma}_e^2$	$MSE(\hat{\sigma}_e^2)$	$MSE(\hat{\sigma}_c^2)$	P
陕 512 Shaan 512	0.90	88.4	13.9	0.17	0.88	59.8	79.5	2109.2	1610.5	0.76
H6	0.91	88.4	17.6	0.15	1.08	87.4	117.4	4592.4	3321.0	0.72
957	0.79	88.4	38.2	0.36	0.93	86.1	107.3	3834.2	4027.0	1.05
西农 291 Xinong 291	0.92	88.4	6.2	0.14	0.66	32.2	43.3	625.9	446.2	0.71
陕 715 Shaan 715	0.81	88.4	34.8	0.33	0.93	82.9	104.1	3613.9	3676.5	1.02
小偃 143 Xiaoyan 143	0.92	88.4	24.8	0.13	1.40	141.9	192.0	12287.6	8454.4	0.69
陕农 981 Shaannong 981	0.91	88.4	10.1	0.15	0.83	50.9	68.4	1557.6	1121.9	0.72

注: r 为相关系数, 下表同。

Note: r is correlation coefficient The same is in the following table

以品种 1~ 9 产量平均值为协变量计算的有关参数如表 3 所示。表 3 中的 r 值总体上要大于表 2 中的 r 值, 表明新品种与品种 1~ 9 的平均值具有较好的相关性, 也说明品种的平均变化能更有代表性地反映品种与环境间的关系。因此, 以多个品种的平均值作为协变量能更准确地估计新品种的方差, 这

可从表 3 中 P 值都小于 1 且多数小于表 2 P 值的结果得到证明。但并不是表 3 中所有品种的 r 值都大于表 2 中的 r 值, 如西农 291 就是例外, 这也反映了该品种的特异性。因此, 就具体某 1 个品种而言, 应选用 P 值最小时所对应的 $\hat{\sigma}_e^2$ 作为方差估计值, 来评价品种的稳定性。

表 3 以品种 1~ 9 的平均值为协变量时有关参数的计算结果

Table 3 Results of parameter estimation using average of variety 1~ 9 as covariate

新品种 New variety	r	$\hat{\sigma}_e^2$	$\hat{\sigma}_c^2$	\hat{q}	$\hat{\beta}$	$\hat{\sigma}_g^2$	$\hat{\sigma}_e^2$	$MSE(\hat{\sigma}_e^2)$	$MSE(\hat{\sigma}_c^2)$	P
陕 512 Shaan 512	0.99	67.3	1.9	0.02	1.08	59.8	79.4	2100.0	1060.0	0.51
H6	0.97	67.3	5.9	0.05	1.28	87.4	115.1	4415.2	2440.0	0.55
957	0.90	67.3	19.3	0.18	1.18	86.1	108.9	3949.7	3033.4	0.77
西农 291 Xinong 291	0.88	67.3	8.7	0.27	0.70	32.2	40.2	539.7	449.7	0.83
陕 715 Shaan 715	0.96	67.3	6.9	0.06	1.24	82.9	109.7	3936.1	2264.8	0.58
小偃 143 Xiaoyan 143	0.97	67.3	10.0	0.05	1.63	141.9	186.6	11603.5	6470.0	0.56
陕农 981 Shaannong 981	0.88	67.3	13.6	0.20	0.89	50.9	64.8	1398.0	1150.4	0.83

4 结 论

由线性回归的理论可知,当回归变量能够较充分地反映因变量的变化时,利用回归模型预测因变量才有较高准确性和实际意义^[2,3,8],这一规律也同样适用于本文提出的利用协变量对方差的估计。从本文利用小麦区域试验资料分析的结果看,小麦品种在各环境下的产量表现具有较高的相关性,因此可利用已经在较多环境条件下试验的小麦品种作为协变量,以提高新品种方差估计的精准度,从而提高新品种稳定性评价的可靠性。由于不同品种之间的相关性存在差异,对 1 个拟评价的具体新品种而言,是采用标准对照品种作为协变量,还是采用多个品种平均值或其中的某 1 个品种作为协变量,应根据

$MSE(\hat{\sigma}^2)$ 、 $MSE(\hat{\sigma}^2)$ 和 P 值的大小来确定,以便选择到适宜的协变量,达到尽可能提高方差估计精度的目的。其他作物协变量的利用在其品种方差估计中无意义,也可根据具体资料得到的 P 值大小来判断。此外,作物产量通常与气象和肥力等因素密切相关,因此也可利用这些因素的试验资料作为协变量,以改进作物品种产量方差估计的效果。

由于借助高度相关,且具有丰富资料的协变量,也可精准地估计相关品种的表现方差,因此,对一些新品种,尽管试验资料较少,但如果能在已具有丰富资料的品种或其他变量中找到相关性较高的协变量,就可利用该协变量间接地估计该新品种的方差,而不必再进一步安排试验或可适当减少试验样点。

[参考文献]

- [1] Piepho H P. Methods for comparing the yield stability of cropping systems- A review [J]. Journal of Agronomy and Crop Science, 1998, 180: 193- 213
- [2] Rasch D, Verdooren L R, Gowers J I. Fundamentals in the design and analysis of experiments and surveys[M]. Muenchen: Oldenbourg, 1999. 56- 63
- [3] Piepho H P, McCulloch C E. Can the sample variance estimator be improved by using a covariate[J]. Journal of Agricultural, Biological and Environmental Statistics, 2002, 7: 157- 175
- [4] 朱 军. 遗传模型分析方法[M]. 北京: 中国农业出版社, 1997. 104- 111.
- [5] Spilke J, Groeneveld E, Mielenz N. Monte-Carlo simulation in variance-covariance-component estimation in mixed linear multiple trait models[J]. Archives of Animal Breeding, 1993, 36: 679- 686
- [6] Spilke J, Groeneveld E, Mielenz N. A Monte-Carlo study of (co) variance component estimation (REML) for traits with different design matrices[J]. Archives of Animal Breeding, 1996, 39: 649- 652
- [7] Cox D R, Hinkley D. Theoretical statistics[M]. London: Chapman & Hall, 1974. 68- 83
- [8] Hocking R R. The analysis and selection of variables in linear regression[J]. Biometrics, 1976, 32: 1- 10

Improvement of stability parameter estimation for the new crop variety by using a covariate

HU Xi-yuan, CHEN Yao-feng

(College of Agronomy, Northwest A & F University, Yangling, Shaanxi 712100, China)

Abstract: According to the linear model concept, this paper proposed the method for improving the variance estimate of the new crop variety performances by using a covariate. The norm for assessing usefulness of different estimators is pointed out. Then the possibility and the condition for improvement of the variance estimate of the new crop variety performances by using a covariate are theoretically discussed. As an application example, the yield data from regional wheat trial in irrigation area of Middle Shaanxi are analyzed.

Key words: variety stability; variance estimation; covariate; mean square error