中国农业大学学报 1997,2(3):37～43
Journal of China Agricultural University

多年多点区试中一种分析品种稳定性的方法

张群远① 孔繁玲
(植物遗传育种系)

摘 要 本文探讨了作物品种多年多点区试中几种基因型与环境互作($G\times E$)方差的部分方法及其相应的稳定性含义,提出以地点内品种×年份($V\times Y$)和年份内品种×地点($V\times S$)的互作变异系数来评价品种稳定性,同时以 Shukla 方法为基础,发展了一套分解 $V\times Y$ 和 $V\times S$ 方差到品种的方法,并以黄河流域棉花区试的一套资料为例进行分析。最后对本文方法在实际应用中的问题作了讨论。

关键词 区域试验;稳定性;基因型与环境互作;变异系数
中图分类号 S11

A Method for Partitioning Genotype-enviromental Components in Variety×Site×Year Regional Crop Tests

Zhang Qunyuan Kong Fanling
(Dept. of Plant Genetics and Breeding)

Abstract Analysis of Genotype-environment interactions($G\times E$)is important to crop variety stability evaluation. Several methods of partitioning $G\times E$ components and their implications upon stability were studied in this paper for variety×site×year crop tests. $CV_{(VY)i}$ and $CV_{(VS)i}$, the coefficient of variation (CV) of variety-year interaction ($V\times Y$) within sites and the CV of variety-site interaction ($V\times S$) within years, were proposed as the parameters of stability. A corresponding approach based on Shukla's method was developed for partitioning $V\times Y$ and $V\times S$ components and estimating $CV_{(VY)i}$ and $CV_{(VS)i}$. Lint yield data from 1993-1994 regional cotton trials in Yellow River Area was analyzed as an example and some problems about the apprcach in practice were discussed as well.

Key words Regional test; Stability; Genotype-environment interaction; Coefficient of variation (CV)

稳定性分析是区域试验中作物品种评价的一个重要方面,前人就此作过大量研究。Freeman[1],Westcott[2],Lin 等[3],Becker 和 Leon[4],黄英姿和毛盛贤[5],胡秉民和耿旭[6]等在不同时期对这些研究作了综述。由于品种稳定性问题产生的根源是基因型与环境互作($G\times E$)的存在,所以研究者们大多都是通过 $G\times E$ 对其进行分析,提出了剖分 $G\times E$ 方差的各

收稿日期 1996-03-18
①张群远,北京海淀区圆明园西路 2 号,100094

种方法。这些部分方法主要分两类，即线性回归法(Eberhart 和 Russell 等[7])和直接方差分解法。前者应用虽广，但其中多数存在着环境指数不独立而违背回归假定的理论缺陷，且其参数在相应的稳定性含义上歧议较多；后者则直接把 $G\times E$ 方差分配到每个品种上，通过比较各品种 $G\times E$ 方差的大小来评价其稳定性，比之前者，显得更简洁，含义更明确。后一类方法中，Shukla 方法因具较好统计特性，且有一套相应的品种 $G\times E$ 方差同质性检验和相互比较的方法[9]，相形之下，是较为理想的分析 $G\times E$ 方差的方法。

Shukla 方法源于两向表中方差估计问题的研究，后来 Shukla 把经由 Rao 一般化的 MINQUE 法[10]用于品种稳定性研究，给出了以品种×环境两向数据估计各品种 $G\times E$ 方差的公式[8]。对于一年多点的品种区试，可直接应用其方法进行分析。但为提高品种比较的准确性和可靠程度，目前各国区域试验多采用多年多点试验，此时，环境将涉及地点和年份两方面，$G\times E$ 也将有品种×年份($V\times Y$)、品种×地点($V\times S$)和品种×年份×地点($V\times Y\times S$)3 种，直接应用 Shukla 方法分析有一定困难。本文的目的便是在 Shukla 方法的基础上，发展一套多年多点区试中剖分不同 $G\times E$ 方差到品种的方法，以之来合理评价品种的年份稳定性和地点稳定性，并用实例对其加以阐明。

1 模型与方法

Shukla[9]针对 v 个品种，s 个环境和 r 次重复的试验，采用如下模型：

$$Y_{ijk} = \mu + d_i + \epsilon_j + g_{ij} + e_{ijk}$$

Y_{ijk}为第 i 个品种在第 j 个环境的第 k 个重复观测值；

μ 为总体均值；

d_i为第 i 个品种的品种效应；

ϵ_j为第 j 个环境的环境效应；

g_{ij}为第 i 个品种与第 j 个环境的互作效应；

e_{ijk}为第 i 个品种在第 j 个环境第 k 次重复的误差。

通过下式：

$$\hat{\sigma}_i^2 = [v(v-1)\sum_i(\bar{Y}_{ij} - \bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{.j} + \bar{Y}_{..})^2 - \sum_i\sum_j(\bar{Y}_{ij} - \bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{.j} + \bar{Y}_{..})^2] / (s-1)(v-1)(v-2) \quad (1)$$

把总的 $G\times E$ 均方剖分到每个品种上，$\hat{\sigma}_i^2$估计着 σ_i^2，具有自由度 $s-1$，在 σ_i^2所有可能的二次无偏估值中，这一估值具有最小的方差。各品种 σ_i^2 的算术平均值即为方差分析表中的 $G\times E$ 项均方；σ_i^2 可称作第 i 个品种的 Shukla 方差，其构成如下：

$$\sigma_i^2 = \sigma'^2_i + \sigma_0^2$$

σ'^2_i 为第 i 个品种的 G×E 方差，σ_0^2 为环境内 r 次重复均值的误差，由下式估计：

$$\sigma_0^2 = \sum_i\sum_j\sum_k(Y_{ijk} - \bar{Y}_{ij})^2/vsr(r-1)$$

其自由度为 $vs(r-1)$。在 v 较大时，可用 $F=\sigma_i^2/\sigma_0^2$ 来测验各品种 σ_i^2 的显著性，σ_i^2 如不显著，

说明对应品种为稳定的品种，σ_i^2 如显著，则可通过 σ_i^2 的大小来进一步评价品种稳定性的相对高低，品种的 σ_i^2 越小，稳定性越高。

对于一品种数为 v，年份数为 y，地点数为 s，地点内 r 次重复的多年多点试验，可依一些研究者的做法(campbell 和 Lafever)[11]，把年份和地点的搭配看成 $v\times y$ 个宏环境。此时，可直接依品种×宏环境两项表数据求出 Shukla 方差(记作 $\sigma_{0(i)}^2$)。但是，$\sigma_{0(i)}^2$ 只反映了一个品种与环境的总互作，未能区分开 $V\times Y$ 和 $V\times S$，而这两种互作对品种稳定性评价的意义是不同的。$V\times Y$ 大的品种，意味着年份间不稳定，显然应被淘汰；$V\times S$ 大的品种，意味着地点间不稳定，但它有可能在较小区域内表现稳定，应进一步作特殊适应性分析，以寻求它在特定区域的推广利用价值，这在范围较广的设有亚区的区试中尤其显得重要。因此，要合理地评价品种稳定性，应把每个品种的 $V\times Y$ 和 $V\times S$ 分开。就此而言，一般应采用如下模型：

$$Y_{ijkl} = \mu + v_i + y_j + s_k + (vy)_{ij} + (vs)_{ik} + (ys)_{jk} + (vys)_{ijkl} + e_{ijkl} \quad (2)$$

Y_{ijkl} 为第 i 个品种在第 j 年第 k 个地点的第 1 个重复观测值；

μ 为总体均值；

v_i 为第 i 个品种的品种效应；

y_j 为第 j 年的年份效应；

s_k 为第 k 个地点的地点效应；

$(vy)_{ij}$ 为第 i 个品种与第 j 个年份的互作效应；

$(vs)_{ik}$ 为第 i 个品种与第 k 个地点的互作效应；

$(ys)_{jk}$ 为第 j 个年份与第 k 个地点的互作效应；

$(vys)_{ijk}$ 为第 i 个品种、第 j 个年份和第 k 个地点的二级互作效应；

e_{ijkl} 为第 i 个品种在第 j 年第 k 个地点第 1 次重复的误差。

此时，一种简便的获得品种的 $V\times Y$ 和 $V\times S$ 方差的方法似乎是利用品种×年份和品种×地点的均值两项表来分别求算 Shukla 方差(分别记为 $\sigma_{1(i)}^2$ 和 $\sigma_{2(i)}^2$)。这其实是把方差分析表中 $V\times Y$ 和 $V\times S$ 两项的均方分别分配到各品种上，那么，$\sigma_{1(i)}^2$ 和 $\sigma_{2(i)}^2$ 将混有 $V\times Y\times S$ 的成分，当然，$V\times Y\times S$ 方差亦可进一步分解出来。为此，如依(2)式的模型，直接利用 MINQUE 法(Rao)[10]求出各品种的 $V\times Y$、$V\times S$ 和 $V\times Y\times S$ 三类互作方差(分别记为 $\sigma_{3(i)}^2$、$\sigma_{4(i)}^2$ 和 $\sigma_{5(i)}^2$)是再直接不过的了，但这样做有两个不足：

①用 $\sigma_{3(i)}^2$、$\sigma_{4(i)}^2$ 和 $\sigma_{5(i)}^2$ 三个参数来评价品种稳定性显得繁杂，尤其 $\sigma_{5(i)}^2$ 反映二级互作，对应的稳定性含义较难阐释。

②更重要的是，$\sigma_{3(i)}^2$ 和 $\sigma_{4(i)}^2$ 所反映的稳定性含义与实践中需要的稳定性有一定差别。$\sigma_{3(i)}^2$(包括 $\sigma_{1(i)}^2$)对应的 $V\times Y$ 互作是各品种在所有地点上的均值与年份的互作，所以它反映的其实是各品种在多个地点上的平均表现在年份间的稳定性，而生产中更需要的往往是品种在每一个地点上的特定表现在年份间都具稳定性，即地点内的年份稳定性，因为尽管一个品种在多个生产点上的平均表现具有年份稳定性，但如在具体每个生产点上不具年份稳定，依然不能算稳定的品种。同理，$\sigma_{4(i)}^2$(包括 $\sigma_{2(i)}^2$)反映的是品种多年平均表现在地点间的稳定性，而非年份内的地点稳定性，以之作为品种 $V\times S$ 特性的评价参数，同样不尽合理。

鉴于以上原因，在多年多点品种区试中，为更合理地评价品种稳定性，同时消除 $V\times Y\times S$ 的干扰，建议采用品种的地点内 $V\times Y$ 方差和年份内 $V\times S$ 方差来作参数，具体方法如

下：

分剖 $V\times Y$ 方差时，采用如下模型：

$$Y_{ijkl}=\mu+s_k+v(s)_{ik}+y(s)_{jk}+vy(s)_{ijk}+e_{ijkl}$$

Y_{ijkl}为第 i 个品种在第 j 年第 k 个地点的第 1 个重复观测值；

μ 为总体均值；

s_k为第 k 个地点的地点效应；

$v(s)_{jk}$为第 k 个地点内第 j 年的年份效应；

$vy(s)_{ijk}$为第 k 个地点内第 i 个品种与第 j 年份的互作效应；

e_{ijkl}为第 i 个品种在第 j 年第 k 个地点的第 i 次重复的误差。

按(1)式先求出第 k 个地点内第 i 个品种的 $v\times y$ 的 Shukla 方差：

$$\sigma_{ik}^2=[v(v-1)\sum_j(\bar{Y}_{ijk}-\bar{Y}_{i.k}-\bar{Y}_{.jk}+\bar{Y}_{..k})^2-\sum_i\sum_j(\bar{Y}_{ijk}-\bar{Y}_{i.k}-\bar{Y}_{.jk}+\bar{Y}_{..k})^2]$$

$$/[(y-1)(v-1)(v-2)] \tag{3}$$

然后把品种 i 的 s 个 σ_{ik}^2平均；得到品种 i 地点内 $V\times Y$ 的 Shukla 平均方差 $\sigma_{(vy)i}^2$：

$$\sigma_{(vy)i}^2=\sum_k\sigma_{ik}^2/s \tag{4}$$

因每个 σ_{ik}^2的自由度为$(y-1)$，则 $\sigma_{(vy)i}^2$的自由度为 $s(y-1)$。

分剖 $V\times S$ 方差时，则采用如下模型：

$$Y_{ijkl}=\mu+y_j+v(y)_{ij}+s(y)_{jk}+vs(y)_{ijk}+e_{ijkl}$$

Y_{ijkl}为第 i 个品种在第 j 年第 k 个地点的第 1 个重复观测值；

μ 为总体均值；

y_j为第 j 年份的年份效应；

$v(y)_{ij}$为第 j 年份内第 i 个品种的品种效应；

$s(y)_{ik}$为第 j 年份内第 k 个地点的地点效应；

$vs(y)_{ijk}$为第 j 年份内第 i 个品种与第 k 个地点的互作效应；

e_{ijkl}为第 i 个品种在第 j 年第 k 个地点的第 1 次重复的误差。

类似(3)、(4)可求出第 j 年份内第 i 个品种 $V\times S$ 的 Shukla 方差 σ_{ij}^2及其平均方差 $\sigma_{(vs)i}^2$：

$$\sigma_{ij}^2=[v-1]\sum_k(\bar{Y}_{ijk}-\bar{Y}_{ji.}-\bar{Y}_{.jk}+\bar{Y}_{.j.})^2-\sum_i\sum_k(\bar{Y}_{ijk}-\bar{Y}_{ji.}-\bar{Y}_{.jk}+\bar{Y}_{.j.})^2$$

$$/[(s-1)(v-1)(v-2)] \tag{5}$$

$$\sigma_{(vs)i}^2=\sum_j\sigma_{ij}^2/y \tag{6}$$

每个 σ_{ij}^2的自由度为$(s-1)$，$\sigma_{(vs)_i}^2$的自由度为 $y(s-1)$。$\sigma_{(vy)_i}^2$与 $\sigma_{(vs)_i}^2$的构成分别如下：

$$\sigma_{(vy)_i}^2=\sigma'^2_{(vy)_i}+\sigma'^2_e \tag{7}$$

$$\sigma_{(vs)_i}^2=\sigma'^2_{(vs)_i}+\sigma'^2_e \tag{8}$$

$\sigma'^2_{(vy)i}$为第 i 个品种的地点内 $V\times Y$ 方差，$\sigma'^2_{(vy)i}$为第 i 个品种的年份内 $V\times S$ 方差，$\sigma' e^2$为环境内 r 次重复均值的误差，由下式估计：

$$\sigma' e^2 = \sum_i \sum_j \sum_k \sum_l (Y_{ijkl} - \bar{Y}_{ijk.})^2 / vysr(r-1) \tag{9}$$

其自由度为 $ys(r-1)$。可用 $F=\sigma^2_{(vy)i}/\sigma' e^2$ 和 $F=\sigma^2_{(vs)i}/\sigma' e^2$ 来分别测验各品种 $\sigma^2_{(vy)i}$和 $\sigma^2_{(vs)i}$的显著性；用 Bartlett 测验来检验品种间 $\sigma^2_{(vy)i}$和 $\sigma^2_{(vs)i}$的异质性。另外，考虑到二者的大小对品种稳定性的影响程度还与品种均值有关，所以品种间稳定性的相对高低，最后以变异系数 $CV_{(vy)i}$和 $CV_{(vs)i}$表示：

$$CV_{(vy)i} = \left(\sqrt{\sigma'^2_{(vy)i}}/\bar{Y}_i\right) \times 100 \tag{10}$$

$$CV_{(vs)i} = \left(\sqrt{\sigma'^2_{(vs)i}}/\bar{Y}_i\right) \times 100 \tag{11}$$

$\bar{Y}_i$为品种 i 的均值，$\sigma'^2_{(vy)i}$和 $\sigma'^2_{(vs)i}$则据(7)、(8)、(9)式求得。$CV_{(vy)i}$和 $CV_{(vs)i}$分别反映品种年份间稳定性和地点间稳定性，二者值越小，品种越稳定，反之越不稳定。

2　实例分析

数据取自 1993～1994 年黄河流域第 17 轮春棉品种区试的小区霜前皮棉产量(kg)资料，试验在 17 个点上进行 2 年，参试品种 9 个，随机区组设计，4 次重复，小区面积为 33.3m^2，五行区，中间三行计产。

首先，作联合方差分析(品种、地点为固定效应，年份为随机效应)，结果列于表 1。分析表明，参试品种间存在显著差异，$V\times Y$、$V\times S$ 和 $V\times Y\times S$ 三种互作都显著或极显著，应对各品种的稳定性作进一步分析。于是，据模型与方法中的(3)和(4)式计算各品种的 $\sigma^2_{(vy)i}$，据(5)和(6)式计算各品种的 $\sigma^2_{(vs)i}$，再据(7)和(8)式计算各品种的 $\sigma'^2_{(vy)i}$和 $\sigma'^2_{(vs)i}$，其中 σ'^2_e 由表 1 中的误差项均方除以重复数 4 得到，其自由度为 $ys(v-1)(r-1)=816$；最后再据(10)和(11)式计算各品种的互作变异系数 $CV_{(vy)i}$和 $CV_{(vs)i}$。用 F 测验对 $\sigma^2_{(vy)i}$和 $\sigma^2_{(vs)i}$的显著性、用 Battlet 测验分别对 $\sigma'^2_{(vy)i}$和 $\sigma'^2_{(vs)i}$的同质性作近似测验。所有结果列于表 2。

表 1　1993～1994 年黄河流域棉花区试皮棉产量(kg/小区)的方差分析

变异来源	自由度 DF	均方 MS	F 值 F
年份间	1	37.590	2088.33＊＊
试点间	16	19.331	1.80*NS*
试点×年份	16	10.761	597.836＊＊
试点内重复	102	0.076	4.22＊＊
品种间	8	3.395	4.57＊
品种×年份	8	0.743	41.23＊＊
品种×试点	128	0.273	1.45＊
品种×年份×试点	128	0.188	10.44＊＊
误差	816	0.018	

＊0.05 水平上显著；＊＊0.01 水平上显著；*NS* 不显著

表2 1993～1994年黄河流域棉花区试中9个品种的皮棉产量(kg/小区)及其Shukla方差、互作方差与互作变异系数

品种名称	产量 kg·plot^{-1}	Shukla方差		互作方差		互作变异系数	
		$\sigma^2_{(vy)i}$	$\sigma^2_{(vs)i}$	$\sigma'^2_{(vy)i}$	$\sigma'^2_{(vs)i}$	$CV_{(vy)i}/\%$	$CV_{(vs)i}/\%$
		Homogeneity**	Homogeneity**				
鲁无401	1.1769	0.0369**	0.0568**	0.0324	0.0522	15.28	19.42
川98-30	1.3437	0.0227**	0.0671**	0.0181	0.0625	10.01	18.61
苏杂16	1.3965	0.0372**	0.0579**	0.0326	0.0533	12.94	16.53
中12(*CK*)	1.4759	0.0047*NS*	0.0190**	0.0001	0.0144	0.82	8.12
泗263	1.4769	0.0484**	0.0811**	0.0438	0.0765	14.18	18.73
冀492	1.5116	0.0213**	0.0348**	0.0167	0.0302	8.54	11.50
邯4104	1.5421	0.0124**	0.0558**	0.0078	0.0512	5.71	14.68
鲁11	1.5523	0.0562**	0.0765**	0.0516	0.0720	14.64	17.28
石远321	1.7505	0.0087**	0.0700**	0.0041	0.0654	3.65	14.61

*:0.05水平上显著;**:0.01水平上显著;*NS*不显著

由表可看出,除中12的$\sigma^2_{(vy)i}$外,其余品种的$\sigma^2_{(vy)i}$和$\sigma^2_{(vs)i}$都达显著或极显著水平,且品种间$\sigma^2_{(vy)i}$和$\sigma^2_{(vs)i}$的同质性检验都极显著,表明本区试中品种的$V\times Y$和$V\times S$广泛存在,且二者的方差都具异质性,说明参试品种在年份和地点两种稳定性上都有差别。通过进一步比较各品种的$CV_{(vy)i}$和$CV_{(vs)i}$的大小,可得出参试品种的年份稳定性和地点稳定性由高到低的顺序分别为:

年份稳定性:中12、石远321、邯4104、冀492、川98-30、苏杂16、泗263、鲁11、鲁无401

地点稳定性:中12、冀492、石远321、邯4104、苏杂16、鲁11、川98-30、泗263、鲁无401

中12的$\sigma^2_{(vy)i}$不显著,$\sigma^2_{(vs)i}$在所有品种中最小,表明中12具有很好的年份稳定性,且地点稳定性也相对最高,它作为区试的对照品种,经历过生产实践的长期考验,具有如此良好的稳定性,显著是合理的。石远321产量最高,年份和地点稳定性都较好,这与它现在在生产中良好表现相符;当然,由于它仍有不小的$V\times S$,其最适推广区域有待进一步研究。至于鲁无401,产量及其年份和地点稳定性都最低,应予淘汰。与此类似,可对其它品种的稳定性作出评价。

上述方法适用于多年多点区试中品种稳定性评价,分析时有两点值得注意:

①如某品种$CV_{(vy)i}$(或$CV_{(vs)i}$)很小,那么即使$\sigma^2_{(vy)i}$(或$\sigma^2_{(vs)i}$)显著,也可认为该品种具有良好的年份(或地点)稳定性,因为此时$V\times Y$(或$V\times S$)的变异程度对品种的影响相对较小,如本例中的石远321和邯4104。

②如某品种$CV_{(vy)i}$很小,但$CV_{(vs)i}$较大,则应结合地理和生态分区对其特殊的地点适应性作进一步分析,以确定其最适推广区域,如石远321。不能因$CV_{(vs)i}$大而轻易废弃一个品种,这在大范围的区试中尤为重要。

3 讨论

因 Shukla 方法是建立在一个两项互作值表的基础上，而互作值受限于总和为零这一条件，故所得各品种 Shukla 方差相互并不独立，这给它们的同质性检验及两两差异性比较带来了一定困难。Shukla 曾就此提出过一套测验方法[9]，但由于本文 $G\times E$ 方差的分剖同时涉及多个两项表，其测验方法难于直接利用（文中同质性检验近似地以 Bartlett 测验代替）；另外，最终以互作变异系数来评价品种稳定性，则更需要寻求这些变异系数间的统计检验方法，来精确地评判品种稳定的差异。

本文的稳定性是基于 $G\times E$ 这一概念的，属动态稳定性。互作方差的分解依赖于所有参试品种，因此，对同一个品种来说，处于不同的参试群体，对其稳定性评价可能有一定差别，这在参试品种数目较少的情况下，尤其要注意。

参考文献

1 Freeman G H. Statistical methods for the analysis of genotype-environmental interactions. Heredity, 1973, 31:339～354

2 Westcott B. Some methods of analysing genotype-environmental interactions. Heredity, 1986, 56(2): 243～253

3 Lin C S, et al. Stablity analysis: Where do we stand? Crop Sci, 1986, 26:894～990

4 Becker H C, Leon J. Stability analysis in plant breeding. Plant Breeding, 1988, 101:1～23

5 黄英姿，毛盛贤. 基因型与环境互作研究的新进展. 作物学报，1992，18(2)：116～121

6 胡秉民，耿旭. 作物稳定性分析法. 北京：科学出版社，1993

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

8 Shukla G K. Some statistical aspects of partitioning genotype-environmental components of variability. Heredity, 1972a, 29:237～245

9 Shukla G K. An invariant test for the homogeneity of variance in a two-way classification. Biomitrics, 1972b, 28:1063～1072

10 Rao C R. Estimation of heteroscedastic variance in linear models. J Am Stat Assoc, 1970, 65:161～172

11 Campbell L G, Lafever H N. Cultivar×environment interaction in soft red winter wheat yield tests. Crop Sci, 1977, 17:604～608