

多点鉴定试验中玉米品种稳定性和试点分辨力分析

马 静¹, 严长虹^{1,2}, 谷增辉³, 王延兵⁴

(1. 南京航空航天大学经济与管理学院, 南京 211106; 2. 盐城工学院, 江苏 盐城 224051; 3. 石家庄市农业技术推广中心, 石家庄 050051; 4. 河北省农林科学院粮油作物研究所, 石家庄 050051)

摘要:借助 AMMI 模型对河北省 2017 年玉米品种多点鉴定试验数据进行分析, 研究结果表明: 基因型效应(G)、环境效应(E)和基因型×环境交互效应(G×E)均达到极显著水平。其中, 环境效应占总变异比例最大为 79.79%, 基因型与环境交互占 10.30%, 基因型效应仅占 2.84%。基因型与环境交互效应中第一主成分轴(PCA1)、第二主成分轴(PCA2)和第三主成分轴(PCA3)三者共解释了 83.14% 的交互信息。12 个参试品种中, G7(衡玉 1587)、G9(沃单 901)和 G4(沃单 818)属于丰产且稳产的品种, 对照品种 G12(郑单 958)稳定性较好但丰产性一般。9 个试点中, E2(藁城)试点分辨力最大, E8(永年)试点分辨力最小。

关键词: AMMI 模型; 多点鉴定试验; 玉米; 产量

中图分类号: S513

文献标识码: A

文章编号: 2096-5877(2019)04-0005-04

Analysis of Stability and Test sites Resolution of Maize Varieties in Multi-environment Trials

MA Jing¹, YAN Changhong^{1,2}, GU Zenghui³, WANG Yanbing⁴

(1. College of Economics and Management, Nanjing University of Aeronautics and Astronautics, Nanjing 211106; 2. Yancheng Institute Of Technology, Yancheng Jiangsu 224051; 3. Shijiazhuang Agricultural Technology Extension Center, Shijiazhuang Hebei 050051; 4. Institute of Cereal and Oil Crops of Hebei Academy of Agriculture and Forestry Sciences, Shijiazhuang 050051)

Abstract: The AMMI model was used to analyze the multi-environment trials data of maize varieties in Hebei Province in 2017. The results showed that genotype effect (G), environment effect (E) and genotype × environment interaction effect (G×E) reached extremely significant level, in which the environmental effect accounts for a maximum of 79.79% of the total variation, genotype and environment interaction account for 10.30%, and the genotype effect only accounts for 2.84%. The first principal component axis (PCA1), the second principal component axis (PCA2) and the third principal component axis (PCA3) in the genotype-environment interaction effect accounted for 83.14% of the interaction information. Among the 12 tested varieties, G7 (Hengyu1587), G9 (Wodan901) and G4 (Wodan818) were high-yield and stable varieties. The control variety G12 (Zhengdan958) was good stability with general yield. Among the 9 testing sites, E2 (Gaocheng) had the best resolution, and E8 (Yongnian) was a testing site with the poorest resolution.

Key words: AMMI model; Multi-environment trials; Maize; Yield

玉米品种多点鉴定试验主要目的是鉴定评价新育成的玉米品种的丰产性、稳产性、适应性、抗性、品质及其他重要特征特性表现, 为品种的合

理布局提供参考依据^[1]。在多点鉴定试验中, 玉米品种之间丰产性差异往往通过方差分析进行多重比较方式来完成, 而品种之间的稳定性差异主要取决于基因型(Genotype)和环境(Environment)之间的互作(G×E)效应大小, 从而增加了试验结果分析的难度, 往往一个玉米品种在某一环境中表现良好, 但是到了另外环境中表现却非常差, 对于筛选和鉴定不同环境中综合表现最佳的品种

收稿日期: 2019-01-28

基金项目: 河北省农业科技成果转化资金项目(12820124D); 国家玉米产业技术体系项目(nycytx-02)

作者简介: 马 静(1966-), 女, 教授, 博士, 主要研究方向: 信息管理、大数据分析。

提出了挑战^[2]。以往,对基因型和环境互作效应分析采用的是回归线性模型,这种分析方法只能解释很少的G×E效应,对分析结果造成误差很大^[3-4]。近年来,AMMI (additive main effects and multiplicative interaction model) 模型分析被广泛应用于作物品种区域试验和多点鉴定试验品种稳定性和适应性分析^[5-9],该模型是通过方差分析和主成分分析相结合,能够解释较大部分的G×E信息,与常规的方差分析和回归线性模型相比,应用面更广泛且分析结果较为精准。

本研究以12个玉米品种为材料,利用AMMI模型分析这些品种在9个试点中的产量表现,并根据AMMI模型双标图分析品种在试点间的适应性,为河北省玉米品种产量的稳定和适应性评价提供理论基础,对玉米高产稳产品种的挖掘和实现玉米产业持续健康稳定发展具有重要意义。

1 材料与方 法

1.1 试验材料与 设计

选用2018年由河北沃育农业科技公司组织的玉米新品种多点鉴定试验的12份玉米品种材料,分别为浚单20(G1)、伟科702(G2)、农华101(G3)、沃单818(G4)、沃玉964(G5)、蠡玉52(G6)、衡玉1587(G7)、农单116(G8)、沃单901(G9)、纪元128(G10)、中科11(G11)和对照品种郑单958(G12)。玉米新品种多点鉴定试验安排在9个试点,分别为晋州(E1)、藁城(E2)、青县(E3)、鹿泉(E4)、定兴(E5)、深州(E6)、泊头(E7)、永年(E8)和故城(E9)。试验统一采用随机区组设计,3次重复,5行区,小区面积20 m²,种植密度为75 000株/hm²,收获中间3行计产。所有试点同期播种,及时防治病虫害,试验过程中严格按照《河北省玉米区域试验调查标准》进行。

1.2 AMMI模型分析 方法

AMMI模型计算公式如下^[10]:

$$Y_{ij} = \mu + G_i + E_j + \sum_{n=1}^N \lambda_k \alpha_{ik} \gamma_{jk} + \theta_{ij}$$

公式中, Y_{ij} 是基因型*i*在环境*j*中的产量; μ 代表总体平均值; G_i 代表基因型平均偏差; E_j 代表环境的平均偏差; λ_k 是第*k*个主成分分析的特征值; α_{ik} 是第*k*个主成分的环境主成分得分; γ_{jk} 是第*n*个主成分的基因型主成分得分;*k*是在模型主成分分析中主成分因子轴的总个数; θ_{ij} 为残差。

1.3 稳定性参数 计算

试点(环境)和品种(基因型)相对稳定性参数

就是交互效应主成分轴空间里品种或试点到圆点的欧氏距离 $D_{g(e)}$ 。计算公式为:

$$D_{g(e)} = \sqrt{\sum_{i=1}^n (IPCA_{g(e)i})^2}$$

公式中, D_g 是品种的稳定性指标, D_g 值越小则这个品种越稳定; D_e 是试点的稳定性指标, D_e 值越大,则该试点对品种的分辨力越强。

数据分析采用Excel和Genstat 18.0分析软件。

2 结果与分 析

2.1 方差分析、回归分析和 AMMI模型分析

由表1可知,试点间平方和占总平方和的79.79%,品种和试点间交互作用平方和占10.30%,而参试品种间的平方和仅占2.84%,三者都达到差异极显著水平($P < 0.01$),说明试点是引起参试品种产量差异的主要原因,品种和试点间交互效应明显,这说明参试品种对环境极为敏感。对基因型与环境互作有必要做进一步分析。

由表1线性回归分析结果来看,联合回归、遗传回归和环境回归三者加起来仅解释了交互作用的26.71%,残差依然很大,为73.29%,且残差达到了极显著水平,说明线性回归分析不能很好地解释基因型与环境交互作用。

通过表1 AMMI模型对互作进行分解可知,有3个乘积项(PCA1~PCA3)表达的基因型与环境交互作用达到差异极显著水平,把剩余的不显著的PCA合并为残差,PCA1~PCA3的平方和占交互作用的83.14%,残差仅占16.86%,这样可以充分说明AMMI模型比较透彻地分析了基因型与环境交互作用信息,相较于方差分析和线性回归分析,AMMI模型可以有效地克服上述两种方法对品种稳定性评价方面的局限。

2.2 参试品种稳定性 分析

对参试品种基于PCA1~PCA3稳定性参数 D_g 进行由小到大排序(表2),依次为:G7>G9>G4>G12>G6>G11>G2>G8>G10>G1>G3>G5,说明品种G7、G9、G4和G12(CK)稳定性较好,G6、G11、G2和G8品种稳定性一般,G10、G1、G3和G5稳定性较差。结合品种的产量数据表现,G7、G9和G4属于丰产且稳产的品种;G12(CK)稳产性较好,但是产量一般;G1、G3、G5和G10属于产量较低且稳定性较差的品种;对照品种G12属于稳产性突出丰产性一般的品种。

表1 基因型与环境两向表的AMMI模型分析结果

| 方法 | 变异来源 | 自由度 | 平方和 | 均方 | 占总平方和百分比(%) | 占交互作用百分比(%) | F值 |
|------------|------------------|-----|---------|-------|-------------|-------------|----------|
| 方差分析 | 总变异 | 323 | 993.01 | 3.07 | | | |
| | 处理 | 107 | 922.80 | 8.62 | | | 26.53** |
| | 基因型(G) | 11 | 28.189 | 2.56 | 2.84 | | 7.88** |
| | 环境(E) | 8 | 792.31 | 99.03 | 79.79 | | 304.69** |
| | 基因型环境 交互(G×E) | 88 | 102.30 | 1.16 | 10.30 | | 3.58** |
| | 误差 | 216 | 70.21 | 0.33 | | | |
| 线性回归 分析 | 联合回归 | 1 | 0.16 | 0.16 | | 0.16 | 0.50 |
| | 遗传回归 | 10 | 13.0282 | 1.30 | | 12.74 | 4.01** |
| | 环境回归 | 7 | 14.13 | 2.02 | | 13.82 | 6.21** |
| | 残差 | 70 | 74.98 | 1.07 | | 73.29 | 3.29** |
| AMMI模型 | PCA1 | 18 | 43.33 | 2.41 | | 42.35 | 5.58** |
| | PCA2 | 16 | 23.14 | 1.45 | | 22.62 | 3.35** |
| | PCA3 | 14 | 18.58 | 1.33 | | 18.17 | 3.08** |
| | 残差 | 40 | 17.25 | 0.43 | | 16.86 | 5.58** |

注:**表示差异极显著

表2 品种在显著交互主成分轴上的得分及稳定性参数

| 品种 | 平均产量(t/hm ²) | 离差 | 第一主成分轴PCA1 | 第二主成分轴PCA2 | 第三主成分轴PCA3 | 稳定性参数(D _g) | 位次 |
|-----|--------------------------|----------|------------|------------|------------|------------------------|----|
| G1 | 11.229 0 | -0.404 1 | 0.401 8 | 1.019 4 | 0.198 6 | 1.113 6 | 10 |
| G2 | 11.721 6 | 0.398 2 | -0.256 0 | 0.608 6 | 0.569 4 | 0.871 8 | 7 |
| G3 | 11.545 2 | -0.088 0 | 0.812 1 | -0.816 9 | 0.250 6 | 1.178 9 | 11 |
| G4 | 12.054 5 | -0.167 4 | -0.065 3 | 0.268 5 | -0.505 5 | 0.576 1 | 3 |
| G5 | 11.612 0 | -0.021 2 | -1.373 4 | -0.162 0 | -0.522 9 | 1.478 5 | 12 |
| G6 | 11.324 8 | -0.308 4 | 0.212 7 | -0.393 3 | -0.423 8 | 0.616 0 | 5 |
| G7 | 12.062 1 | -0.060 9 | 0.096 5 | -0.110 3 | 0.095 4 | 0.174 9 | 1 |
| G8 | 11.786 7 | 0.153 5 | -0.712 7 | -0.282 1 | 0.461 2 | 0.894 5 | 8 |
| G9 | 12.031 4 | 0.088 5 | 0.223 9 | -0.068 6 | -0.509 9 | 0.561 1 | 2 |
| G10 | 11.192 6 | -0.440 5 | 0.575 2 | 0.384 3 | -0.579 2 | 0.902 3 | 9 |
| G11 | 11.465 8 | 0.428 9 | -0.152 8 | 0.003 1 | 0.669 8 | 0.687 0 | 6 |
| G12 | 11.572 3 | 0.421 4 | 0.237 9 | -0.450 8 | 0.296 4 | 0.589 6 | 4 |

2.3 试点稳定性分析

与品种稳定性分析相反,对各试点基于PCA1~PCA3稳定性参数 D_g 进行由大到小排序(表3),依次为: E2>E1>E6>E3>E5>E9>E4>E7>E8,说明E2、E1和E6试点对品种的分辨力较强,E3、E5和E9试点对品种的分辨力一般,E8、E7和E4试点对品种的分辨力较弱。

2.4 品种适应性分析

由表4可见品种和环境的交互效应情况。试点E1、E2、E3、E4、E5、E6、E7、E8和E9最适宜种植的参试品种分别是G5、G3、G6、G7、G3、G11、

G3、G1和G5,而最不适合种植的参试品种分别是G3、G5、G1、G2、G1、G3、G6、G6和G10。G5在E1试点交互效应值最大,且和E2试点交互效应最小,说明G5对试点E1有特殊的适应性,但不能在E2试点种植。对照品种除与E1和E6试点为负交互外,与其余试点均呈正交互作用,说明对照品种G12适应性较广,其余品种适应性较对照稍差。

3 讨论与结论

基因型和环境交互是一个复杂的生物学现象,是作物遗传育种研究的重要领域,是影响作

表3 试点在显著互作主成分轴上的得分及稳定性参数

| 试点 | 平均产量(t/hm ²) | 离差 | 第一主成分轴 PCA1 | 第二主成分轴 PCA2 | 第三主成分轴 PCA3 | 稳定性参数(D _i) | 位次 |
|----|--------------------------|----------|-------------|-------------|-------------|------------------------|----|
| E1 | 10.804 2 | -0.829 0 | -0.718 8 | 0.736 8 | -0.472 3 | 1.132 5 | 2 |
| E2 | 13.711 1 | 2.078 0 | 1.630 3 | 0.071 7 | -0.037 4 | 1.632 3 | 1 |
| E3 | 13.633 3 | 2.000 1 | -0.051 3 | -0.818 7 | -0.559 6 | 0.993 0 | 4 |
| E4 | 12.957 4 | 1.324 2 | -0.322 8 | -0.079 6 | 0.726 2 | 0.798 7 | 7 |
| E5 | 10.702 6 | -0.930 6 | -0.067 4 | -0.869 7 | -0.020 5 | 0.872 6 | 5 |
| E6 | 8.837 1 | -2.796 1 | 0.052 4 | 0.439 6 | -0.892 7 | 0.996 4 | 3 |
| E7 | 10.838 8 | -0.794 4 | 0.230 8 | 0.269 9 | 0.664 1 | 0.753 1 | 8 |
| E8 | 10.623 9 | -1.009 3 | -0.080 8 | 0.624 5 | 0.367 7 | 0.729 2 | 9 |
| E9 | 12.590 1 | 0.957 0 | -0.672 3 | -0.374 3 | 0.224 5 | 0.801 6 | 6 |

表4 品种×地点互作效应双向列表

| 品种 | 试点 | | | | | | | | |
|-----|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| | E1 | E2 | E3 | E4 | E5 | E6 | E7 | E8 | E9 |
| G1 | 0.392 9 | 0.828 7 | -0.993 2 | -0.077 9 | -1.050 0 | 0.250 3 | 0.406 6 | 0.621 5 | -0.378 9 |
| G2 | -0.136 0 | 0.109 9 | 0.209 6 | -0.885 6 | 0.510 8 | 0.558 0 | 0.036 7 | 0.041 2 | -0.444 6 |
| G3 | -1.083 9 | 1.221 8 | 0.450 0 | -0.605 3 | 0.902 5 | -0.809 8 | 0.516 7 | -0.458 2 | -0.133 9 |
| G4 | -0.521 9 | 0.532 3 | 0.156 0 | 0.582 0 | 0.252 3 | -0.512 3 | -0.286 0 | -0.285 7 | 0.083 2 |
| G5 | 1.319 4 | -2.119 6 | 0.456 5 | 0.003 8 | 0.255 4 | 0.145 1 | -0.712 8 | -0.301 5 | 0.953 6 |
| G6 | -0.327 8 | 0.543 5 | 0.589 1 | 0.751 0 | -0.174 6 | 0.501 8 | -0.960 6 | -0.806 9 | -0.115 5 |
| G7 | -0.460 0 | -0.298 0 | -0.332 2 | 0.772 8 | -0.336 6 | -0.298 4 | 0.443 2 | 0.067 8 | 0.441 4 |
| G8 | -0.025 8 | -1.354 8 | 0.108 5 | 0.164 4 | 0.452 7 | -0.644 6 | 0.237 8 | 0.445 4 | 0.616 3 |
| G9 | 0.592 5 | -0.398 3 | -0.866 2 | 0.592 9 | -0.251 3 | -0.370 2 | 0.447 4 | 0.539 0 | -0.285 8 |
| G10 | 0.257 4 | 0.978 2 | 0.107 2 | -0.785 8 | -0.299 4 | 0.505 0 | -0.133 4 | 0.151 0 | -0.780 3 |
| G11 | 0.354 6 | -0.130 2 | 0.070 7 | -0.554 7 | -0.312 6 | 0.678 2 | -0.045 4 | -0.072 9 | 0.012 3 |
| G12 | -0.361 4 | 0.086 7 | 0.043 9 | 0.042 2 | 0.050 7 | -0.003 2 | 0.049 8 | 0.059 3 | 0.032 1 |

物品种稳定性的基础,互作效应越大,品种的稳定性越差。较传统的方差分析和线性回归分析,AMMI模型是把方差分析与主成分分析相融为一体,兼具这两种分析方法的优点,不但能分析基因型与环境互作的显著性,还能建立非线性生物学模型,对农作物品种合理布局、试点的正确选择具有很高的参考价值^[11]。

不同参试品种在试点的品种稳定性参数和各试点对品种的分辨力参数相差较大,如品种G7(衡玉1587)稳定性参数 D_g 为0.1749,而G5(沃玉964)则为1.4785,二者相差8倍之多。在12个参试品种中,G7(衡玉1587)、G9(沃单901)和G4(沃单818)属于丰产且稳产的品种,产量较低且不稳定的品种有G5(沃玉964)、G3(农华101)、G1(浚单20)和G10(纪元128),对照品种G12(郑单958)是一个稳定性较好丰产性一般的品种。在9个试点中,E2(藁城)试点的分辨力参数 D_i 最大为1.6323,E8(永年)试点最小为0.7292,两者相差2倍有余,因此在多点鉴定试验中,参试品种和试

点的选择要综合考虑品种和试点的代表性以及试点对品种的分辨能力^[12-13]。

基因型、环境和基因型与环境互作对产量的影响中,基因型与环境互作对产量的影响虽然远小于环境,但它是基因型的3.63倍,且达到了极显著的影响水平。这说明在筛选玉米品种进行大面积推广时,首先考虑的是环境因素,并且高度重视基因型与环境的互作效应,合理选择与当地环境良好耦合的玉米新品种^[14-15]。

本研究通过AMMI模型分析了玉米新品种多点鉴定试验数据,探讨了玉米品种基因型与环境的互作效应,明确了参试品种稳定性和各试点的分辨力。综合以上结果,分析认为G7(衡玉1587)、G9(沃单901)和G4(沃单818)属于丰产稳产的品种,E2(藁城)、E1(晋州)和E6(深州)试点具有较好的品种分辨力。

参考文献:

(下转第28页)

别提高了9.3%和9.1%,且T1处理较FP处理的氮肥农学利用率、氮肥偏生产力与氮肥利用率分别提高了14.6%、3.7%和16.3%。

土壤的碱解氮、有效磷、速效钾含量分别是反映土壤氮、磷、钾素供应强度的主要指标,其水平的高低在很大程度上决定着作物对氮、磷、钾的吸收情况以及作物的产量和品质^[13-15]。本研究表明,施用控释氮肥在种下8~10 cm(T1)可较农民习惯施肥(FP)的耕层土壤的碱解氮、有效磷、速效钾含量分别增加了12.1 mg/kg、12.6 mg/kg和21.1 mg/kg。

可见,控释氮肥一次性施用并选择最佳的施用位置(种下8~10 cm),既可以提高玉米的产量又可以提高氮肥的利用效率,是一条简约化、高效化、环境友好化的施肥途径。

参考文献:

- [1] 郭新送,丁方军,陈士更,等.控释肥不同施肥位置及深度对小麦产量及根区土壤养分的影响[J].中国农学通报,2018,34(4):9-15.
- [2] Shaviv A, Mikkelsen R L. Slow release fertilizers for a safer environment maintaining high agronomic use efficiency[J]. Fertilizer Research, 1993, 35: 1-12.
- [3] Berber M R, Hafez I H, Minagawa K. A sustained controlled release formulation of soil nitrogen based on nitrate-layered double hydroxide nanoparticle material[J]. Journal of Soils and Sediments, 2014(14): 60-66.
- [4] 马星竹,郝小雨,高中超,等.氮肥用量对土壤养分含量、春玉米产量及农学效率的影响[J].玉米科学,2016,24(6):131-135.
- [5] 朱兆良.推荐氮肥适宜施用量的方法论刍议[J].植物营养与肥料学报,2006,12(1):1-4.
- [6] 张维理,武淑霞,冀宏杰,等.中国农业面源污染形势估计及控制对策.1.21世纪初期中国农业面源污染的形势估计[J].中国农业科学,2004,37(7):1008-1017.
- [7] 张福锁,王激清,张卫锋,等.中国主要粮食作物肥料利用率现状与提高途径[J].土壤学报,2008,45(5):915-924.
- [8] Fageria N K, Baligar V C. Methodology for evaluation of lowland rice genotypes for nitrogen use efficiency[J]. Journal of Plant Nutrition, 2003, 26: 1315-1333.
- [9] 董旭,姜翼来.长期定位施肥对土壤养分和玉米产量的影响[J].现代农业科学,2008,15(1):9-11.
- [10] 符鲜,杨树青,刘德平,等.套作小麦/玉米不同施氮水平对土壤养分与微生物数量的影响[J].干旱区研究,2017,34(1):43-50.
- [11] 刘慧颖,韩瑛祚,华利民.施氮方式对玉米氮吸收及土壤养分、N₂O排放的影响[J].中国土壤与肥料,2013(6):17-21.
- [12] 侯云鹏,孔丽丽,李前,等.不同施肥模式对水稻养分吸收利用及土壤养分平衡的影响[J].东北农业科学,2018,43(1):1-8.
- [13] 金继运.我国肥料资源利用中存在的问题及对策建议[J].中国农技推广,2005(11):4-6.
- [14] 张树清.中国农业肥料利用现状、问题及对策[J].中国农业信息,2006(7):11-14.
- [15] 李子双,谭德水,赵同凯,等.控释氮肥施用位置对夏玉米产量及养分利用的影响[J].山东农业科学,2017,49(6):79-82.
- [1] 宋军,余桂容,杜文平,等.几种分析方法在玉米丰产与稳产性分析中的应用[J].作物杂志,2010(2):69-71.
- [2] Babić Milosav, Anđelković Violeta, Babić Vojka. Genotype by environment interaction in maize breeding[J]. Genetika, 2008, 40(3): 303-312.
- [3] 王志强,刘声锋,郭守金,等.用AMMI双标图分析西瓜品种的产量稳定性及试点分辨力[J].干旱地区农业研究,2013,31(4):89-93.
- [4] 罗洋,郑金玉,郑洪兵,等.玉米宽窄行种植模式下肥密互作效应的研究[J].吉林农业科学,2009,34(5):12-13,17.
- [5] Gauch H G. Statistical analysis of yield trials by AMMI and GGE[J]. Crop Science, 2006, 46(4):1488-1500.
- [6] 余本勋,张时龙,何友勋,等.AMMI模型在水稻品种稳定性和适应性评价中的应用[J].贵州农业科学,2010,38(2):64-66.
- [7] 孙日彦,王照红,杜建勋,等.基于AMMI模型的桑品种产量性状稳定性分析[J].蚕业科学,2008,34(1):101-105.
- [8] Gauch H G. A simple protocol for AMMI analysis of yield trials[J]. Crop Science, 2013, 53(5):1860-1869.
- [9] Nzuve, F., S. Githiri, D.M. Mukunya and J. Gethi. Analysis of genotype × environment interaction for grain yield in maize hybrids[J]. Journal of Agricultural Science, 2013, 5(11): 75-85.
- [10] Nzuve F, S Githiri, D M Mukunya et al. Analysis of genotype × environment interaction for grain yield in maize hybrids[J]. Journal of Agricultural Science, 2013, 5: 75-85.
- [11] 李辛村,张恩和,董孔军,等.用AMMI双标图分析糜子品种的产量稳定性及试点代表性[J].中国生态农业学报,2012,20(4):422-426.
- [12] 吴雯雯,欧杨虹.应用AMMI模型对玉米杂交组合多点试验的稳定性分析[J].山东农业科学,2016,48(4):24-27,33.
- [13] 苏义臣,苏桂华,金明华,等.GGE双标图在玉米区域试验中的应用[J].东北农业科学,2015,40(3):4-7.
- [14] 杨锦忠,郝建平,姚宏亮.基于AMMI模型的玉米区域试验地点鉴别力的重演性研究[J].玉米科学,2011,19(4):145-148.
- [15] 李玉发,王佰众,张学军,等.AMMI模型在花生区试数据分析中的应用[J].东北农业科学,2012,37(6):12-16.

(上接第8页)