

4 个玉米早代材料应用潜力研究

余海兵¹,王金顺²,任向东²,刘 正¹

(1.安徽科技学院,安徽 凤阳 233100; 2.安徽省黄山市农科所,安徽 黄山 245011)

摘 要:通过 Shukla 稳定性分析方法对 4 个玉米早代材料即 A037、A026、A025、A15M9 系列测交种产量及其构成要素的遗传方差分量和 F1 杂种优势进行分析。联合方差分析和遗传方差分量估算结果表明:4 个玉米早代材料 40 个测交种小区产量杂交优势明显,群体平均优势都为正值,其中 A037×PQ47 组合增幅最大,为 42.17%,增幅最小组合是 A15M9×桂 M130,为 6.21%,其中增幅达到 20% 以上的组合就有 34 个。株高受显性效应、加性效应和显性×环境互作效应的影响,其占总表型变异的比率分别为 16.14%、20.65%、11.34%;穗位高受显性×环境互作效应的影响,比率为 12.27%;穗长受加性效应和显性×环境互作效应的影响,比率分别为 28.10%、31.15%;穗粗受显性×环境互作效应的影响,比率为 17.65%;行粒数受加性效应、显性效应、加性×环境互作效应和显性×环境互作效应的影响,比率分别为 34.07%、27.24%、62.06%、41.63%;百粒重受加性×环境互作效应和显性×环境互作效应的影响,比率分别为 42.86%、66.00%;出籽率受加性×环境互作效应和显性×环境互作效应的影响,比率分别为 121.86%、85.63%。通过遗传差异研究表明:4 个亲本与 10 个测验系之间遗传关系的远近与 F1 基因型值具有复杂的非线性关系。

关键词:玉米;早代材料;显性效应;联合方差分析;遗传方差分量估算

中图分类号:S513 **文献标志码:**A **文章编号:**1000-7601(2013)02-0032-06

Potential application four maize early generation material

YU Hai-bing¹, WANG Jin-shun², REN Xiang-dong², LIU Zheng¹

(1. Anhui Science and Technology University, Fengyang, Anhui 233100, China;

2. Agricultural Institute of Anhui Huangshan, huangshan, Anhui 245011, China)

Abstract: Ana-

lyzed genetic variance components of yield and its component elements and F1 heterosis advantages, population had a positive average advantage, espically cross combination of A037 and PQ47, the biggest amplitude was as high as 42.17%. and the minimum amplitude was 6.21% which was found in cross combination of A15M9 and Gui M130. More importantly, we found 34 cross combinations amplitude more than 20%. Effect of plant height by dominant effect, additive effect and dominant × environment, which total phenotypic variance account for 16.14%, 20.65% and 11.34% respectively. Effect of ear position height by dominant × environment effect, which account for 12.27%. Effect of ear length by additive effect and dominant × environment, which account for 28.10% and 31.15% respectively. Effect of ear stem width by dominant × environment, which account for 17.65%. Effect of row kernel number, dominant, additive × Environment and dominant × environment, which account for 34.07%, 27.24%, 62.06% and 41.63% respectively. Effect of 100-seed weight by additive × environment and dominant × environment, which account for 42.86% and 66.00% respectively. Effect of seed-producing percentage by additive × environment and dominant × environment, which account for 121.86% and 85.63% respectively. In additionally, the genetic diversity analysis showed that there was complex nonlinear relation between genetic relationships of the four parents and ten test lines and F1 genotype.

Keywords: maize; early generation materials; dominant effect; combined analysis of variance; genetic variance component estimation

收稿日期:2012-07-05

基金项目:安徽省科技厅农业成果转化基金(12040302001、1104b0303003);安徽省教育厅重点自然科学基金(KJ2008A079);安徽战略创新新兴产业项目(11010301026);安徽科技学院作物学重点学科(AKXK2010-1-1);安徽科技学院稳定人才基金(ZRC2010264)

作者简介:余海兵(1975—),安徽枞阳人,副教授,研究方向为玉米抗病育种。E-mail:hsm50721@sohu.com。

通信作者:刘 正(1956—),江西人,教授,主要从事玉米育种工作。E-mail:hsm88888@sina.com。

玉米已发展成为世界粮、饲、经兼用作物。随着畜牧业和加工业的迅速发展,玉米产需矛盾日益突出,而目前玉米育种进展缓慢。传统的玉米育种选系方法二环系法和回交法一直沿用。前者,虽能在短期内创造出新种质,但长期采用此法选出的自交系容易导致遗传基础狭窄,所以育种企业就采用大群体、多群体选系,广泛地组配,多点鉴定,形成了一个拼资金、拼种质、拼人力的竞争式育种场面,其结果所组配的杂交种产量不会有很大的提高。后者,是目前育种家所采用稳妥的育种途径,即用优良组合的双亲分别和不同系杂交,其 F1 再用优良组合的双亲之一进行回交,从中选系后仍然按原优良组合的思路进行早代材料组配,这样可以加快育种进程,缩短育种年限。由于试验实施过程中,难免有些数据可能缺失,方差分析不能对非平衡资料进行综合分析,朱军等提出利用混合线性模型对作物区域试验非平衡数据进行品种稳定性分析,以克服试验中数据缺失带来的影响^[1]。本文采用混合线性对 4 个玉米早代材料系列测交种产量及其构成因素的遗传方差分量和 F1 杂种优势进行分析,对 40 个测交种的遗传差异及其杂种优势系做出评价,为科学利用提供依据。

1 材料与方 法

1.1 供试材料

4 个供试玉米早代材料基本信息见表 1,都含有北方温带种质血缘,茎秆坚韧,根系粗壮,抗倒性好。长穗和粗穗兼顾,籽粒中间型,粒色一致,穗粗轴细,抗逆性强,对当地特殊灾害性条件有抗性,并且整齐度好,作母本雌雄协调;父本南方种质 3 个,分别是桂 M165、桂 M130、苏 9;中部黄淮海地区种质 4 个,分别是 PQ47、L981、5 公、52106;北方种质 3 个,分别是锦州、齐 319、K12。

表 1 4 个亲本玉米种质来源
Table 1 Genetic origin of the four materials

品种名称 Name of species	来源 Source	类型 Type
A037	京 348 × A015(S2 代)	温带 The temperate zone
A026	3275 - 1 × HA5(S2 代)	温带 The temperate zone
A025	A013 × 52106(S2 代)	温带 The temperate zone
A15M9	A015 × 双 M9(S2 代)	温带 The temperate zone

1.2 试验设计

2010 年在凤阳安徽科技学院种植科技园和黄山市农科所两地进行田间试验,4 个被测材料、10 个测验系及 40 个杂交组合采用 3 次重复,3 行区,行长 4 m,行距 0.8 m,株距 0.2 m,每 667 m² 株数 4 000 株左右,四周各设两行保护行。杂种优势和显性度按照卢庆善等介绍的方法分析^[2]。

1.3 收获与考种

收获时,各个组合在每行中间连续取 20 个果穗,晒干后考种。收获前测量株高和穗位高。果穗考种项目包括穗长、穗粗、行粒数、百粒重、出籽率。单产通过单株测产推算。

1.4 统计方法

品种稳定性和适应性采用 Shukla 变异系数分析法;并采用线性混合模型,用 MINQUE(1)法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及其标准误差,从而进行相应的统计检验^[3]。

1.5 遗传方差及效应计算

仅考虑加性效应 A 时,即忽略均值 M 和显性效应 D。已知 $\{y_1, y_2, y_3\} = \{A, 0, -A\}$ 令: $m = y_1/4 + y_2/2 + y_3/4 = 0$, 则: $V_a = y_1^2/4 + y_2^2/2 + y_3^2/4 - m^2 = A^2/2$

仅考虑显性效应 D 时,即忽略均值 M 和显性效应 A。已知 $\{y_1, y_2, y_3\} = \{0, D, 0\}$ 令: $m = y_1/4 + y_2/2 + y_3/4 = 0/4 + D/2 + 0/4 = D/2$ 则: $V_d = y_1^2/4 + y_2^2/2 + y_3^2/4 - m^2 = 0^2/4 + D^2/2 + 0^2/4 - (D/2)^2 = D^2/2 - D^2/4 = D^2/4$

由于方差是可加的,因此 $V_g = V_a + V_d = A^2/2 + D^2/4$

2 结果与分析

2.1 玉米早代材料测交种联合方差分析

为了鉴定 4 个玉米早代材料 40 个测交种广适性,在凤阳安徽科技学院种植科技园和黄山农科所进行测交种鉴定,这两地在安徽省区域内自然气候差异大,光温降水存在明显差异,是玉米早代材料测交种鉴定理想生态区。联合方差分析结果表明(见表 2):试点区组间、组合间、试点间、组合 × 试点的差异均达显著差异水平,四者所引起的产量变异平方和分别占到总平方和的 1.27%、5.13%、64.83%、23.32%;从数据可以得出,环境间差异是引起产量差异的主要原因,组合 × 试点影响次之,反映出基因

型与环境间存在真实且极显著的交互效应,同时也说明本试验设计合理,组合间存在遗传基础上的差

异,研究得知,A15M9×L981、A025×齐319两个组合环境适应较强,变异系数较小,属于广适性组合。

表 2 4 个玉米早代材料共 40 个测交种的联合方差分析
Table 2 the union variance analysis of 40 among the 4 early material

变异来源 Source of variation	自由度 Freedom	平方和 Sum of square	占总平方比例/% The total sum of squares	均方 Mean	F 值 The value of F	概率 Probability (小于 0.05 显著)
试点内区组 Block in site	4	50.21451	1.27	1.12176	1.52553	0.000
组合 Combination	40	203.52749	5.13	14.28773	21.22433	0.000
试点 Site	2	2572.39643	64.83	94.25671	151.76794	0.000
组合×试点 Variety×site	80	925.55729	23.32	2.87885	6.14544	0.000
误差 Error	46	216.46654		0.72331		
总变异 Total variation	71	3968.16226				

2.2 玉米早代材料测交种产量稳定性分析

由于组合×试点互作差异显著,说明组合与环境互作程度大,通过 Shukla 稳定性分析方法进行分析(表 3)可知,以 A037 为母本的 10 个测交种中,A037×苏 9、A037×桂 M130 两个测交种互作方差最小,A037×桂 ML65 次之,A037×齐 319、A037×锦州两个测交种互作方差最大;以 A026 为母本的 10 个测交种中,A026×苏 9、A026×52106 两个测交种互作方差最小,A026×齐 319 测交种互作方差最大,其它 7 个测交种互作方差也偏小;以 A025 为母本的 10 个测交种中,A025×5 公、A025×桂 ML65 两个测交种互作方差最小,A025×PQ47、A025×52106、A025×桂 M130 次之,A025×齐 319、A025×K12 两个测交种互作方差最大;以 A15M9 为母本的 10 个测交种中,A15M9×52106、A15M9×齐 319、A15M9×苏 9、A15M9×PQ47 四个测交种互作方差最小,A15M9×5 互作方差最大。前人研究表明,互作方差越小,品种稳定性越好;在 4 个玉米早代材料为母本材料 40 测交种中,既有稳定性较好测交种也有稳定性较差的测交种。A037×苏 9、A037×桂 M130、A026×苏 9、A026×52106、A025×5 公、A025×桂 ML65、A15M9×52106、A15M9×齐 319、A15M9×苏 9、A15M9×PQ47 等 10 个组合产量稳定性最强。

2.3 产量构成要素及产量的遗传方差分量估算值及其占总变异的比率

4 个玉米早代材料共 40 测交种产量构成要素株高、穗位高、穗长、穗粗、行粒数、百粒重、出籽率及

产量的遗传方差分量及其占总变异的比率见表 4,这些产量要素及其产量的加性效应、显性效应、加性与环境互作效应和显性与环境互作效应都达到极显著水平,但对总表型变异的贡献大小有差别,主要受加性效应、显性与环境互作效应和加性与环境互作效应的影响。对株高而言,主要受显性效应、加性效应和显性与环境互作效应的影响,其占总表型变异的比率分别为 16.14%、20.65%、11.34%。对穗位高而言,主要受显性与环境互作效应的影响,其占总表型变异的比率为 12.27%。对穗长而言,主要受加性效应和显性与环境互作效应的影响,其占总表型变异的比率分别为 28.10%、31.15%。对穗粗而言,主要受显性与环境互作效应的影响,其占总表型变异的比率为 17.65%。对行粒数而言,主要受加性效应、显性效应、加性与环境互作效应和显性与环境互作效应的影响,其占总表型变异的比率分别为 34.07%、27.24%、62.06%、41.63%。对百粒重而言,主要受加性与环境互作效应和显性与环境互作效应的影响,其占总表型变异的比率分别为 42.86%、66.00%。对出籽率而言,主要受加性与环境互作效应和显性与环境互作效应的影响,其占总表型变异的比率分别为 121.86%、85.63%。对产量而言,主要受显性效应和显性与环境互作效应的影响,其占总表型变异的比率分别为 71.62%、79.08%。说明 4 个玉米早代材料测交种产量是以基因的显性效应和显性与环境互作效应为遗传基础的。

表 3 4 个玉米早代材料 40 个测交种产量稳定性分析
Table 3 The analysis of stability yield on 40 among the 4 early material

品种 Variety	DF	方差值 The value of variance	互作方差 Interaction variance	F 值 The value of F	品种均值 Mean value of crop varieties	变异系数/% Coefficient of variation
A037 × PQ47	1	1.03256	0.73661	1.73663	13.14259	6.4386
A037 × K12	1	1.63672	0.47372	2.06392	12.1966	10.8092
A037 × L981	1	0.63276	0.73392	0.93267	12.1956	7.3943
A037 × 锦州	1	1.73229	1.26627	2.14483	14.1767	6.9027
A037 × 苏 9	1	0.83467	0.00000	1.27776	13.0311	5.5982
A037 × 5 公	1	0.87332	0.73829	1.16364	12.3075	7.7461
A037 × 桂 ML65	1	1.00321	0.00212	0.84743	13.3899	10.8452
A037 × 52106	1	0.73222	0.93772	1.63550	12.3075	7.6357
A037 × 桂 M130	1	1.37389	0.0000	1.52671	12.93142	8.6280
A037 × 齐 319	1	1.13773	1.72352	1.37732	13.3189	7.2309
A026 × PQ47	1	0.45666	0.18739	0.82518	11.2982	6.5636
A026 × K12	1	1.53889	0.36273	1.29710	13.1454	9.1292
A026 × L981	1	1.27388	0.73640	1.63787	12.1348	7.8133
A026 × 锦州	1	1.28473	0.73628	1.43662	12.6179	8.2312
A026 × 苏 9	1	1.27669	0.00057	1.72592	11.4733	6.0765
A026 × 5 公	1	0.63839	0.74837	0.82254	12.1251	8.0422
A026 × 桂 ML65	1	2.42453	0.13739	1.69930	13.3027	10.5445
A026 × 52106	1	1.11527	0.03784	1.47622	12.4206	9.6312
A026 × 桂 M130	1	1.03532	0.47292	1.26473	12.9620	8.5396
A026 × 齐 319	1	0.93556	1.37290	1.13730	12.1251	7.9317
A025 × PQ47	1	0.83743	0.13358	0.84375	12.1703	5.4540
A025 × K12	1	0.64678	1.36232	0.93228	12.6721	6.4491
A025 × L981	1	1.35516	0.83626	1.63372	12.5180	11.0034
A025 × 锦州	1	0.54793	0.47382	0.73656	11.9521	9.6594
A025 × 苏 9	1	0.75290	0.73662	1.26473	12.6749	7.5435
A025 × 5 公	1	0.48533	0.0000	0.63327	12.9872	4.3423
A025 × 桂 ML65	1	1.73528	0.0000	1.53876	13.3569	6.6496
A025 × 52106	1	1.43559	0.37288	1.79270	11.9560	6.2308
A025 × 桂 M130	1	0.75331	0.47882	0.93676	13.1728	7.7465
A025 × 齐 319	1	0.83320	1.47282	0.63557	12.5447	3.7704
A15M9 × PQ47	1	1.04342	0.00321	1.23635	12.8337	6.0565
A15M9 × K12	1	1.22879	1.02932	1.52718	12.2452	8.6492
A15M9 × L981	1	0.75360	0.47272	1.37626	12.5317	2.6753
A15M9 × 锦州	1	0.64878	0.42823	0.83362	11.9571	5.9737
A15M9 × 苏 9	1	1.47839	0.00004	1.73532	12.3630	8.0547
A15M9 × 5 公	1	1.73560	1.35348	1.63302	11.3608	9.0667
A15M9 × 桂 ML65	1	0.72559	0.64354	1.28773	13.1903	7.9066
A15M9 × 52106	1	1.06634	0.00000	1.42830	12.7350	4.8804
A15M9 × 桂 M130	1	0.53667	0.53782	0.83621	11.2834	6.0076
A15M9 × 齐 319	1	1.27669	0.00000	1.42706	13.0210	5.0454

表 4 产量构成要素遗传方差分量估算值及其占总变异比率

Table 4 The estimating component of variance and ratio of variation 40 among the 4 early material

性状 Character	总变异 Total variation	加性效应 Additive effect		显性效应 Dominant effect		加性 × 环境 Additive × Environment		显性 × 环境 Dominant × Environment		机误 Random error	
		V _A	V _A /V _P	V _D	V _D /V _P	V _{AE}	V _{AE} /V _P	V _{DE}	V _{DE} /V _P	V _e	V _e /V _P
株高 Plant height	2.52**	0.64**	16.14**	0.82**	20.65**	0.17**	4.28**	0.45**	11.34**	0.44**	11.08**
穗位高 Ear height	0.57**	0.07	3.18**	0.08	3.64**	0.12**	4.55**	0.27**	12.27**	0.03	1.36**
穗长 Ear length	2.46**	0.73**	28.10**	0.28	10.77**	0.35**	13.46**	0.81**	31.15**	0.29	11.15**
穗粗 Ear diameter	0.76**	0.05	2.95**	0.13	7.65**	0.02	1.18**	0.30	17.65**	0.26	15.29**
行粒数 Grain number per row	12.39**	1.75**	34.07**	1.40**	27.24**	3.19**	62.06**	2.14**	41.63**	3.91**	76.07**
百粒重 Hundred of grain weight	6.98**	0.61**	17.42**	1.38**	26.04**	1.50**	42.86**	2.31**	66.00**	1.18**	33.71**
出籽率 Seed yield	5.98**	0.31	19.42**	0.18	11.25**	1.95**	121.86**	1.37**	85.63**	2.17**	135.63**
产量 Yield	573629.57**	837.82**	0.31	193562.18**	71.62**	36926.03**	13.66**	213733.29**	79.08**	128570.25**	47.57**

2.4 4个玉米早代材料遗传差异估算

由表 5 可以看出,4 个玉米早代材料 40 个测交种小区产量杂交优势明显,群体平均优势都为正值,A037 早代材料,组合 A037 × PQ47 增幅最大为 42.17%,增幅最小组合是 A037 × 锦州为 17.29%;对 A026 早代材料,组合 A026 × 锦州增幅最大为 39.72%,最小组合是组合 A026 × PQ47 为 8.01%;对 A025 早代材料,组合 A025 × 桂 ML65 增幅最大为 43.10%,最小组合是组合 A025 × 52106 为 17.47%;对 A15M9 早代材料,组合 A15M9 × 桂 ML65 增幅最大为 41.28%,最小组合是组合 A15M9 × 桂 M130 为 6.21%,其中增幅达到 20% 以的组合就有 34 个。对测交种产量而言,F1 的 20 个穗重基因型值在 4000g 以上组合有:A037 × PQ47、A037 × K12、A037 × L981、A037 × 苏 9、A037 × 桂 ML65、A037 × 52106、A037 × 齐 319、A026 × K12、A026 × 锦州、A026 × 苏 9、A026 × 桂 ML65、A026 × 桂 M130、A025 × PQ47、A025 × L981、A025 × 苏 9、A025 × 桂 ML65、A025 × 桂 M130、A15M9 × PQ47、A15M9 × L981、A15M9 × 锦州、A15M9 × 桂 ML65、A15M9 × 52106、A15M9 × 齐 319,均达到极显著水平。从表 5 结果还得知,早代材料 A026 的遗传差异相对其它三个材料普遍较大,另外,从数据上分析,F1 基因型值与遗传差异值之间关系相关性较小。

3 讨论与结论

优良的种质资源是玉米育种的基础,选择是关

键,测配是手段。选择是关键的含义是强化超对照材料的选择,而种质是基础,种质创新工作量大,要从较多的优良品种和较大的 F2 群体中选择^[4-7]。还有在亲本的选择上,首先要考虑到遗传差异性,其次还应考虑亲本对当地生态条件的适应能力。同时利用外引系,测用结合,可以测定早代新系的配合力,确定优良株系,提早选育杂交种。另外自交系的选育要通过广泛的测配,以免积累了大量有益基因的自交系丢失^[8-11]。所以选择的方法很重要,它直接影响选择效率。

本研究就是通过 4 个早代材料即 A037、A026、A025、A15M9 与 10 个外引系测交,运用联合方差法分析在两个试点的适应性和稳产性,并用线性混合模型分析方法估算 40 个测交种的产量构成要素的遗传方差、占总变异的比率以及 F1 基因型值、群体平均优势和群体超亲优势。其数值在 2.65% ~ 10.95% 之间变动,亲本与杂交种之间的遗传差异不存在线性关系,且遗传差异过大或过小并不利于产生强优势组合,这可能表明遗传关系的远近与 F1 基因型值具有复杂的非线性关系。通过两点鉴定,40 个测交种小区产量杂交优势明显,群体平均优势都为正值,其中 A037 × PQ47 组合增幅最大为 42.17%,增幅最小组合是 A15M9 × 桂 M130 为 6.21%,其中增幅达到 20% 以的组合就有 34 个。

表 5 4 个玉米早代材料遗传差异估算

Table 5 The estimating component of variance of the 4 early material

组合 Variety	F ₁ 基因型值 Genotype value of F ₁	群体平均优势 The average heterosis groups	群体超亲优势 Heterosis groups	遗传差异(群体平均 优势 - 群体超亲优势) Genetic differences
A037 × PQ47	4613.38 * *	42.17 * *	36.31 * *	5.86
A037 × K12	4018.02	32.73 * *	28.42 * *	4.31
A037 × L981	4483.31 * *	39.19 * *	31.05 * *	8.14
A037 × 锦州	3728.26	17.29	11.38 * *	5.91
A037 × 苏 9	4204.84 * *	30.20 * *	22.13 * *	8.07
A037 × 5 公	3913.83	22.93	16.75 * *	6.18
A037 × 桂 ML65	4120.58	28.11 * *	25.42 * *	2.69
A037 × 52106	4024.25	24.31 * *	19.39 * *	4.92
A037 × 桂 M130	3901.34	19.93 * *	14.37 * *	5.56
A037 × 齐 319	4313.20 * *	40.22 * *	35.05 * *	5.17
A026 × PQ47	3657.47	8.01	2.31	5.70
A026 × K12	4248.93 * *	38.48 * *	31.37 * *	7.11
A026 × L981	3922.41	27.19	22.13 * *	5.06
A026 × 锦州	4245.35 * *	39.72 * *	30.41 * *	9.31
A026 × 苏 9	4161.06	36.27 * *	21.27 * *	11.0
A026 × 5 公	3873.63	30.05 * *	19.10 * *	10.95
A026 × 桂 ML65	4286.49 * *	36.92 * *	27.16 * *	9.76
A026 × 52106	3942.82	28.77 * *	23.48 * *	5.29
A026 × 桂 M130	4663.86 * *	30.35 * *	24.72 * *	5.63
A026 × 齐 319	3884.37	39.03 * *	32.07 * *	6.96
A025 × PQ47	4166.52 * *	32.44 * *	27.31 * *	5.13
A025 × K12	3921.63	34.82 * *	32.17 * *	2.65
A025 × L981	4390.18 * *	38.26 * *	30.41 * *	7.85
A025 × 锦州	3974.72	37.41 * *	33.11 * *	4.30
A025 × 苏 9	4149.37	37.61 * *	31.28 * *	6.33
A025 × 5 公	3859.77	26.53 * *	19.37 * *	7.16
A025 × 桂 ML65	4603.41 * *	43.10 * *	33.82 * *	9.28
A025 × 52106	3993.33	17.47 * *	11.39 * *	6.08
A025 × 桂 M130	4002.29	38.21 * *	33.09 * *	5.12
A025 × 齐 319	3852.91	23.19 * *	12.55 * *	10.64
A15M9 × PQ47	4138.49	37.38 * *	29.69 * *	7.69
A15M9 × K12	3552.93	20.33 * *	15.63 * *	4.70
A15M9 × L981	4017.03	35.62 * *	28.39 * *	7.23
A15M9 × 锦州	4415.28 * *	41.23	36.29 * *	4.94
A15M9 × 苏 9	3619.34	9.21	3.81	5.40
A15M9 × 5 公	3928.33	37.25 * *	32.19 * *	5.06
A15M9 × 桂 ML65	4228.73 * *	41.28 * *	34.22 * *	7.06
A15M9 × 52106	4136.72	33.01 * *	28.38 * *	4.63
A15M9 × 桂 M130	3841.28	6.21	- 2.81	9.02
A15M9 × 齐 319	4372.92 * *	33.72 * *	24.51 * *	9.21

参 考 文 献:

[1] 朱 军,许馥华,赣鸣冈.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[J].浙江农业大学学报,1993,19(1): 7-13.

[2] 卢庆善,孙 毅,华泽田.农作物杂种优势[M].北京:中国农业出版社,2002:5-24,203-237.

[3] 唐启义,冯明光.实用统计分析及其 DPS 数据处理系统[M].北京:科学出版社,2002.

(下转第 72 页)

表 8 多功能复混肥对玉米增产效应和经济效益的影响

Table 8 Effects of multi-functional compound fertilizer on maize yield increase and economic benefit

施肥量 Fertilizer rate /(kg·hm ⁻²)	产量 Yield /(kg·hm ⁻²)	增产量 Yield increase /(kg·hm ⁻²)	边际产量 Marginal yield /(kg·hm ⁻²)	边际产值 Marginal output value /(元·hm ⁻²)	边际成本 Marginal cost /(元·hm ⁻²)	边际利润 Marginal profit /(元·hm ⁻²)
0	3043.18gG	—	—	—	—	—
375	4090.70fF	1047.52	1047.52	5237.60	427.50	4810.10
750	4817.38eE	1774.20	726.68	3633.40	427.50	3205.90
1125	5254.13dD	2250.95	436.75	2183.75	427.50	1756.25
1500	5515.88cBC	2472.70	261.75	1308.75	427.50	881.25
1875	5672.94abAB	2629.76	157.06	785.30	427.50	357.80
2250	5744.01aA	2700.83	71.07	355.35	427.50	-72.15

注:价格(元·t⁻¹):CO(NH₂)₂ 2000;(NH₄)₂HPO₄ 4000;ZnSO₄·7H₂O 4000;5406 菌剂 20000;糠醛渣 100;聚乙烯醇 26000;制种玉米 5000。聚乙烯醇、5406 菌剂、(NH₄)₂HPO₄、ZnSO₄·7H₂O、CO(NH₂)₂、糠醛渣重量组合比例分别为 0.0048:0.0106:0.0892:0.0071:0.1750:0.7133,配制的多功能复混肥价格为 1143.33。

Note: Price (yuan·t⁻¹): CO(NH₂)₂: 2000; (NH₄)₂HPO₄: 4000; ZnSO₄·7H₂O: 4000; 5406 bacterium agent: 20000; furfural slag: 100; PVA: 26000; seed corn: 5000. The price of multi-functional compound fertilizer, in which the composition ratio of PVA, 5406 bacterium agent, (NH₄)₂HPO₄, ZnSO₄·7H₂O, CO(NH₂)₂ and furfural slag is 0.0048:0.0106:0.0892:0.0071:0.1750:0.7133, is 1143.33 yuan·t⁻¹.

参 考 文 献:

[1] 佟屏亚.河西地区玉米制种基地考察报告[J].种子世界,2005,(5):4-8.

[2] 张秀兰,张建中,汤晓燕.甘州区玉米制种存在的问题及对策[J].种子世界,2010,(9):12-13.

[3] 龙明杰,曾繁森.高聚合物土壤改良剂研究进展[J].土壤通报,2000,31(5):199-202.

[4] 巫东堂,王久志.土壤结构改良剂及其应用[J].土壤通报,1990,21(3):140-143.

[5] 吴增芳.土壤结构改良剂[M].北京:科学出版社,1976:24-36.

[6] W apace A, N elson S D. 日前土壤结构改良剂研究的一些动向[J].土壤学进展,1987,15(5):63-64.

[7] 孙云秀.土壤结构改良剂的改土效果及其使用的研究[J].干旱区研究,1988,(3):51-52.

[8] 徐金印.几种土壤结构改良剂的制备及其效用[J].土壤学报,1984,21(3):320-322.

[9] 葛均青,于贤昌,王竹红.微生物肥料效应及其应用展望[J].中国生态农业学报,2003,11(3):87-88.

[10] 高树清,王炳华,徐 静,等.生物有机肥生产中发酵菌剂的选

择研究[J].安徽农业科学,2010,38(14):7251-7253.

[11] 秦嘉海,陈广全.糠醛渣混合基质在番茄无土栽培中的应用[J].中国蔬菜,1997,(4):13-15.

[12] 秦嘉海,金自学,刘金荣.含钾有机废弃物糠醛渣改土培肥效应研究[J].土壤通报,2007,38(4):705-708.

[13] 秦嘉海,吕 彪.河西土壤与合理施肥[M].兰州:兰州大学出版社,2001:150-155.

[14] 中国科学院南京土壤研究所.土壤理化分析[M].上海:科学技术出版社,1978:110-218.

[15] 中国土壤学会农业化学专业委员会.土壤农业化学常规分析法[M].北京:科学出版社,1983:106-208.

[16] 陕西省农林学校.土壤肥科学[M].北京:中国农业出版社,1987:227-228.

[17] 于秀林,任雪松.多元统计分析[M].北京:中国统计出版社,1999:166-170.

[18] 浙江农业大学.植物营养与肥料[M].北京:中国农业出版社,1988:268-269.

[19] 栗 丽,洪坚平,谢英荷,等.生物菌肥对采煤塌陷复垦土壤生物活性及盆栽油菜产量和品质的影响[J].中国生态农业学报,2010,18(5):939-944.

(上接第 37 页)

[4] 李本贵,阎 俊,何中虎,等.用 AMMI 模型分析作物区域试验中的地点鉴别力[J].作物学报,2004,30(6):593-596.

[5] 程昕昕,李晶晶,王 俊,等.不同玉米穗部性状的配合力分析[J].中国农学通报,2009,25(15):64-67.

[6] 梁文科,张世煌,戚延香,等.应用混合线性模型(AD)分析热带温带玉米群体间的遗传关系[J].作物学报,2006,32(7):1018-1023.

[7] 陈振林,张建平,王春乙,等.应用 WOFOST 模型模拟低温与干旱对玉米产量的综合影响[J].中国农业气象,2007,28(4):440-442.

[8] 段民孝,范弘伟,赵久然,等.应用混合线性模型鉴定双单倍体玉米测交组合[J].玉米科学,2010,18(3):74-77.

[9] 胡希远.田间灌溉试验资料广义混合线性模型分析[J].干旱地区农业研究,2007,25(3):241-244.

[10] 余松林.混合线性模型的应用[J].中国医院统计,2006,13(1):70-75.

[11] Stroup W W. Power analysis based on spatial effects mixed models: a tool for comparing design and analysis strategies in the presence of spatial variability[J]. J Agric Biol Environ Stat, 2002,7:491-511.