

五个箭筈豌豆品系基因型与环境 互作效应及农艺性状稳定性

南志标¹, 张吉宇¹, 王彦荣¹, 李春杰¹, 聂 斌¹, 张建全¹, 赵 宏²

(1. 兰州大学草地农业科技学院 甘肃草原生态研究所, 兰州 730020; 2. 中国气象局兰州干旱气象研究所, 兰州 730000)

摘要:通过 2a、4 个区试点和 5 种基因型及其互作效应研究, 运用混合线性模型和 MINQUE(1)法, 对箭筈豌豆包括株高在内的 9 个农艺性状可塑性进行评价, 揭示了年份和区试点的生态环境效应、基因型与生态环境互作效应对各农艺性状的可塑性。结果表明, 种子产量和千粒重等性状的基因型与生态环境互作效应达到了极显著水平($p < 0.01$ 和 $p < 0.001$)。生态环境分量(年份、区试点、年份 $\times$ 区试点)对各农艺性状的可塑性贡献较大, 同时在不同生态环境间各农艺性状间差异达到了显著水平($p < 0.05$)。其中区试点分量对各农艺性状的可塑性贡献最大, 各农艺性状在 4 个区试点之间差异达到了显著水平($p < 0.01$), 肃南和天祝的 2 个区试点的牧草干重和种子产量等重要农艺性状的平均值显著大于另 2 个区试点。各农艺性状在不同年份间差异达到了极显著水平($p < 0.01$), 2002 年各农艺性状的平均值显著优于 2001 年。牧草干重和种子产量数量性状与气候因子的相关分析表明, 5~8 月份的月均温对牧草干重和种子产量的影响作用较大, 较高的温度有利于牧草干重和种子产量的提高; 7 月份的降水量与牧草干重和种子产量存在一定程度的正相关关系。品系 2556 和 2560 在进行了基因型与环境互作效应稳定性评价后, 4 个区试点两年间都表现稳定, 种子产量较大, 而且品系 2556 牧草干重最大, 与其它基因型之间存在差异显著性。应用混合线性模型和 MINQUE(1)法分析, 可客观地判断生态环境效应对产量等目标性状的影响。

关键词:箭筈豌豆; 农艺性状; 基因型与环境互作

Genotype $\times$ environment interactions and consistency analysis for agronomic characteristics of five *Vicia sativa* lines

NAN Zhi-Biao¹, ZHANG Ji-Yu¹, WANG Yan-Rong¹, LI Chun-Jie¹, NIE Bin¹, ZHANG Jian-Quan¹, ZHAO Hong² (1. College of Pastoral Agriculture Science and Technology of Lanzhou University Gansu Grassland Ecological Research Institute, Lanzhou 730020, China; 2. Institute of Arid Meteorology, China Meteorological Administration, Lanzhou 730000, China). *Acta Ecologica Sinica*, 2004, 24(3): 395~401.

Abstract: Vetch (*Vicia sativa*) is an important forage legume in alpine grassland. It is sown with oats (*Avena sativa*) to increase herbage yields and protein content. It has been frequently reported that the performance of vetch is inconsistent under differing environmental conditions. Genotype $\times$ environment interaction assessment is recommended for identification of genotypes with high performance over a wide range of environments. The genotype $\times$ environment interactions for vetch have not been reported previously. The objective of this study was to determine the genetic and environmental control of important agronomic characters by looking at five vetch lines over a two-year period in four locations in Gansu Province, China.

Four breeding lines developed by the research team of Gansu Grassland Ecological Research Institute (GGERI) and a local *Vicia angustifolia* commercial cultivar named 333/A were employed in the experiments. Four representative alpine grassland experimental locations including Xiahe, Luqu, Sunan and Tianzhu in Gansu Province were used as trial sites. Seed of the five *Vicia* lines were sown into field plots at these four locations in both 2001 and 2002. The agronomic traits of each line were

基金项目:甘肃省“九五”攻关项目“高寒牧区优良豆科牧草新品种选育”

收稿日期:2003-09-23; **修订日期:**2003-12-28

作者简介:南志标(1951~), 男, 河北曲阳县人, 博士, 教授, 主要从事草业科学研究。E-mail: zhibiao@lzu.edu.cn

Foundation item: the Department of Science and Technology of Gansu Province under “Forage Legume Breeding for Alpine Region” Project

Received date: 2003-09-23; **Accepted date:** 2003-12-28

Biography: NAN Zhi-Biao, Ph. D., Professor, main research field: grassland science.

measured, including plant height, herbage dry matter yield, seed yield, pods per plant, seeds per pod, dry root weight per plant, 1000 seed weight, days to mature, and days to first 20% flowering. Tests of normality of error variance were carried out using the SAS/UNIVARIATE procedures (SAS, 1987), and Bartlett's test to test homogeneity of variance. PROC GLM of SAS/STAT was used to conduct the analysis of variance. PROC VARCOMP of SAS/STAT was used to estimate the variance components for agronomic characteristics. Genetic variation and genotype $\times$ environment interactions for important agronomic characteristics were estimated. The genotype $\times$ environment interaction effects from combined analysis were significant for three factor analysis of variance. Highly significant interactions were found between genotype and location, and between genotype and year for all characteristics measured. Environment showed the greatest contribution to all agronomic characteristics and there was significant difference between each trial site for all characteristics measured ($p < 0.01$ or $p < 0.001$). There were also significant differences between 2001 and 2002 ($p < 0.01$).

The correlation analysis of climatic factors with herbage dry matter yield and seed yield of different *Vicia* lines tested, showed monthly average temperature from May to August had a direct effect on herbage dry matter yield (DMY) and seed yield (SY), and that high DMY and SY can be obtained with high temperature. DMY and SY characters also showed a positive correlations with total rainfall in July. 2556 and 2560 lines showed more consistent performance with evaluation at four locations between 2001 and 2002, so are identified as outstanding genotypes with high performance over a wide range of environments.

Key words: *Vicia sativa*; agronomic; characters; genotype $\times$ environment interactions

文章编号: 1000-0933(2004)03-0395-07 中图分类号: Q143 文献标识码: A

春箭筈豌豆(*Vicia sativa*)普遍种植于我国长江中下游、华北和西北诸省区,是优良的牧草和绿肥作物^[1,2]。广泛的适应性和优良的经济价值,使春箭筈豌豆在我国草地农业系统中发挥着不可替代的作用^[3~6]。特别是在高山草原区,其与燕麦(*Avena sativa*)混播,调制干草,可显著提高青干草中粗蛋白质的含量,从质与量两方面解除家畜因饲草不足而致的春乏死亡^[4,7~9]。但由于严酷的生态条件,目前我国栽培的春箭筈豌豆品种中,稀有在高山草原完成生命周期、获高产种子者。鉴此,自1998年以来,我们以早熟、高产为指标,开展了春箭筈豌豆品种选育^[10],并已获得4个品系,在随后开展的区域试验中,发现参试品系在时间和空间方面都表现出较强的基因型与环境互作效应,即参试品系在同一地点不同年份、或同一年份不同地点间均发现较大的差异。国内外对春箭筈豌豆的研究也曾有过类似的发现^[7,11,12]。已有学者以牧草或粮食作物为材料,进行过基因型与环境互作对作物栽培效应的研究^[12~17],但以春箭筈豌豆为材料的类似研究,似不多见。故对参试的四个春箭筈豌豆品系及一个当地狭叶野豌豆(*Vicia angustifolia*)商品种进行了基因型与环境互作效应下各农艺性状的评价,以期为高寒牧区草地抗寒品种选育提供参考。

1 材料与方 法

1.1 植物材料

供试材料包括选育的4个春箭筈豌豆品系 2505、2556、2560 和 2566,一个当地主栽狭叶野豌豆品种 333/A 作为对照,春箭筈豌豆品系的种子为本课题组自产,333/A 由中国农科院兰州畜牧与兽药研究所提供。

1.2 试验地点

在高山草原的4个区域点进行,包括甘肃省的甘南藏族自治州夏河县桑科草原站(简称夏河, XH)、甘南藏族自治州碌曲草原站(简称碌曲, LQ)、张掖地区肃南裕固族自治县鹿场(简称肃南, SN)和武威市天祝藏族自治县安家河乡(简称天祝, TZ)。试验各区试点的概况及播种日期见表1。2001年和2002年4个区试点的月均温和降水量见图1。

1.3 试验设计与观测内容

试验采用随机区组设计,4次重复,小区面积 $2 \times 4 \text{ m}^2$ 。区组间距 1m,小区间距 0.5m,条播,行距 20cm,播量 75 kg/hm^2 。

2001~2002年4个区试点在每小区测定9个农艺性状,包括:株高(PH),开花盛期随机测定15株计算平均值(cm);牧草干重(DMY),成熟期刈割 2 m^2 的植株在烘箱中 105°C 烘 36h 后称重,并换算成 kg/hm^2 ;种子产量(SY),将 2 m^2 的植株全部手工摘除脱粒称重,换算成 kg/hm^2 ;荚数/株(PP),2行 0.5 m 范围内所有成熟荚数除以植株数;粒数/荚(SP),随机15个荚粒数的平均;根干重/株(DRW),随机挖取15株平均(g/株);千粒重(TSW),1000粒种子的重量(g);全生育天数(DTM),播种到成熟期的天数(d);初花天数(DTF),播种到20%植株开始开花时的天数(d)。

1.4 统计分析方法

表 1 各试验点的自然条件及播种日期
Table 1 Details of experimental locations and sowing dates

项目 Item	地点 Location			
	夏河 Xiahe	碌曲 Luqu	天祝 Tianzhu	肃南 Sunan
海拔 Elevation(m)	3050	3100	2650	3000
年积温 Annual accumulate temperature($\geq 0^{\circ}\text{C}$)	1805.50	1707.20	1738.20	2336.40
年降水 Annual precipitation(mm)	444.40	612.60	411.3	253
$K^* [18]$	2.5	36	24	11
草地类型 Class of grssland	寒温潮湿 Subfrigid-damp	寒温潮湿 Subfrigid-damp	寒温潮湿 Subfrigid-damp	微温微干 Temperate-semiarid
播种日期 Sowing date				
2001 年	4.26	5.14	5.6	5.9
2002 年	4.29	5.12	4.24	4.22

* $K = r/0.1 \sum \theta, r$: 全年降水量 Annual precipitation(mm), $\sum \theta, \geq 0^{\circ}\text{C}$ 的年积温 The value of annual accumulate temperature($\geq 0^{\circ}\text{C}$)

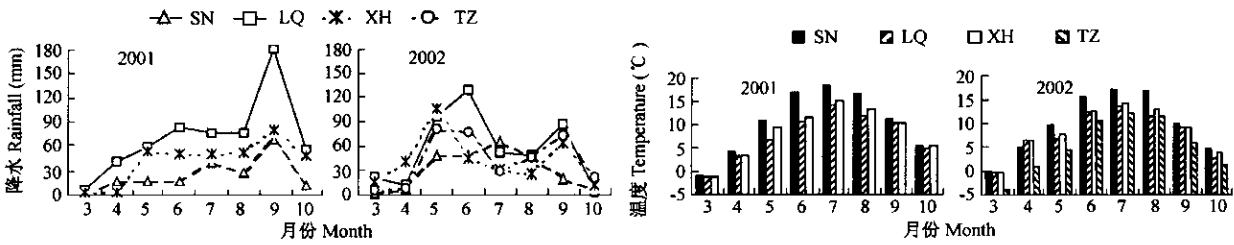


图 1 2001 年和 2002 年 4 个区试点的月均温和降水量

Fig. 1 Monthly rainfall and average temperature in 2001 and 2002 at four locations

XH 夏河 Xiahe, LQ 碌曲 Luqu, SN 肃南 Sunan, TZ 天祝 Tianzhu

应用一种混合线性模型进行多因素方差分析,估计箭筈豌豆农艺性状在不同基因型、环境以及二者互作下的差异性和变异。采用 MINQUE(1)法估算农艺性状的各随机效应方差分量,进而了解各因素及其互作效应对箭筈豌豆农艺性状的可塑性贡献大小。

方差分析中实验误差的正态性测验采用 SAS/UNIVARIATE 程序^[19]。Bartlett 检验用于进行方差齐性检验。均方期望基于一混合模型。假设 Y_{ijkm} 是第 k 个品系在第 i 个地点第 j 年的第 m 个区组测量平均值,那么可以写成下面的混合线性模型^[20,21]:

$$Y_{ijkm} = \mu + \alpha_i + B_{(i)m} + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + (B\beta)_{(i)jm} + \gamma_k + (\alpha\gamma)_{ik} + (B\gamma)_{(i)km} + (\beta\gamma)_{jk} + (\alpha\beta\gamma)_{ijk} + E_{ijkm} \\ i = 1, \dots, l; j = 1, \dots, y; k = 1, \dots, g; m = 1, \dots, r$$

式中, μ 代表总体平均数, α, β, γ 和 B 分别代表地点、年份、基因型和重复的平均效应, $(\alpha\beta)_{ij}, (\beta\gamma)_{jk}, (\alpha\gamma)_{ik}, (B\beta)_{(i)jm}, (B\gamma)_{(i)km}$ 和 $(\alpha\beta\gamma)_{ijk}$ 各自代表两个因子之间和 3 个因子之间的互作。以连续 2 年 4 地的基因型和地点(区试点)作为固定效应,年份作为随机效应,构成一个混合效应模型。

采用 MINQUE(1)法估算性状的各随机效应方差分量^[22,23],即为:

$$[t_r(U_n'QU_kU_k'QU_n)] [\sigma_u^2] = [Y'QU_nU_n'QY]u, k = 1, 2, \dots, 11$$

其中, $Q = V^{-1} - V^{-1}X(X'V^{-1}X)^{-1}X'V^{-1}$, $V = \sum_{n=1}^{11} U_nU_n'$, 并且有逆矩阵 V^{-1} , Y' 是观察值向量 Y 的转置向量。

以上方差分量估计可直接用于估算处理组合效应、因素水平效应间线性对比的标准误,从而进行相应的比较。方差分析使用 SAS/STAT 中的 PROC GLM 程序进行,各农艺性状的变异组成分析中方差分量的估计使用 SAS/STA 中的 PROC VARCOMP 程序进行,牧草和种子产量与气候因子的相关分析用 SAS/STAT 中的 PROC CORR 程序进行^[19]。

2 结果

2.1 基因型、环境(地点)和年份以及互作效应

3 因素方差分析得到的显著性水平由表 2 所示,各农艺性状在基因型、环境(地点)和年份以及 2 因素或 3 因素互作下显示出不同的效应。

各农艺性状在 2001 年与 2002 年均显示出显著或极显著效应。环境(区试点)效应对所测性状均有极显著影响 ($p < 0.01$ 和

$p < 0.001$)。就各基因型的农艺性状而言,株高、单株根干重和单荚粒数在不同基因型间无显著差异($p > 0.05$);种子产量差异显著($p < 0.05$);其余各性状达到极显著水平($p < 0.01$ 和 $p < 0.001$)。环境(地点)×年份互作对除单株根干重以外的所有测试性状均有极显著影响($p < 0.01$ 和 $p < 0.001$)。环境(地点)×基因型互作对单荚粒数、千粒重、全生育天数、株高、根干重和初花天数均有显著($p < 0.05$)或极显著效应($p < 0.001$);其余性状在环境(地点)×基因型互作下不存在显著效应。基因型×年份互作下干重、全生育天数和初花天数达到了显著效应外($p < 0.01$ 和 $p < 0.001$);其余不存在互作效应下的显著水平。基因型×年份×环境(地点)3因素互作效应下,种子产量、千粒重、初花天数和全生育天数达到了极显著水平($p < 0.01$ 和 $p < 0.001$);单荚粒数达到了($p < 0.05$)的显著效应;其余性状在3因素互作下不存在显著效应。

表2 方差分析得到的均方值和F测验的显著性水平

Table 2 Degrees of freedom (DF), mean squares (M.S.), degree of significance (P) from the analysis of variance

变异来源 Source of variation	自由度 DF	均方 Mean square								
		PH	DMY	SY	PP	SP	DRW	TSW	DTM	DTF
R	3	0.41	66944	52161	1.43	0.3	0.62	33.04	1.03	21.22
Y	1	287.35***	39031454***	11426700***	794.61***	2.73*	8.41*	400.31***	802.33***	1428.21***
L	3	3743.72***	29804624***	19714124***	617.21***	3.13**	19.57***	654.48***	396.46***	2164.21***
G	4	45.81	8198333***	353316*	20.47	2.67**	3.99	1279.17***	363.57***	239.33***
Y×L	2	523.72***	12211441***	10607297***	368.26***	3.32**	1.4	1799.26***	2250.67***	149.05**
R×Y	3	68.27*	1369110	185183	14.39	0.87	0.33	37.40*	0.5	37.8
L×G	12	46.23*	749507	207429	28.33	2.89***	3.20*	90.27***	24.50***	53.47*
Y×G	4	17.61	2927935**	221189	2.8	0.29	1.45	29.68	6.95***	100.27**
R×G	12	22.78	450168	157124	6.65	0.56	0.94	12.18	0.67	25.06
Y×L×G	8	23.39	578916	667154***	21.64	1.20*	1.33	35.47**	23.11***	65.39**
R×Y×G	12	26.32	380884	85764	8.84	0.87	0.72	12.65	0.94	33.38

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$; R 重复 replicate, L 区试点 location, G 基因型 genotype, Y 年份 year; PH 株高 plant height; DMY 牧草干重 dry matter yield; SY 种子产量 seed yield; PP 荚数/株 pods per plant; SP 粒数/荚 seeds per pod; DRW 根干重/株 dry root weight per plant; TSW 千粒重 1000 seed weight; DTM 全生育天数 days to mature; DTF 初花天数 days to first 20% flowering

2.2 年份、环境(区试点)和基因型3因素下的农艺性状可塑性

2.2.1 年份 所测各农艺性状除每荚粒数外,在2a间均表现出显著差异,2002年所获指标均显著高于2001年(表3)。

表3 各农艺性状在不同年份、环境(区试点)和基因型间的差异性比较

Table 3 Variance compativitv on different year, environment and genotype for agronomic characters

来源 Sources		数目 N	PH (cm)	DMY (kg/hm ²)	SY (kg/hm ²)	PP	SP	DRW (g)	TSW (g)	DTM (d)	DTF (d)
Y	2001	60	34.23b	1967.5b	959.3b	6.02b	3.1	0.10b	63.40b	120.95b	71.16b
	2002	80	37.12a	3034.5a	1536.6a	10.83a	3.38	0.12a	66.82a	125.79a	77.62a
L	XH	40	24.00D	1475.6C	871.2B	5.65C	3.07B	0.095B	70.88A	122.73C	69.53B
	LQ	40	34.34C	2358.8B	539.2C	5.04C	2.97B	0.116B	61.69B	123.48B	69.43B
	SN	40	47.48A	3568.9A	2061.2A	12.33B	3.51AB	0.104B	63.70B	126.70A	85.00A
	TZ	20	39.51B	3233.7A	2081.1A	15.35A	3.71A	0.164A	64.96B	120.20D	69.60B
G	2505	28	33.657	2101.9B	1219.5b	9.232	3.008	0.093b	64.95bA	118.89C	72.08bB
	2556	28	36.214	3509.0A	1327.9a	7.543	3.532	0.125a	67.68abA	124.64B	74.61bAB
	2560	28	36.536	2354.2B	1470.4a	9.782	3.391	0.117ab	70.82aA	122.04BC	70.79bB
	2566	28	36.886	2463.5B	1216.3b	8.918	2.853	0.118ab	69.41abA	124.32B	73.79bAB
	333/A	28	36.104	2457.5B	1211.9b	8.371	3.507	0.115ab	53.92cB	128.68A	78.43aA

不同小写字母、大写字母分别代表 $p < 0.05$, $p < 0.01$ 的差异显著性 Means with the same letter are not significantly different at $p < 0.01$, $p < 0.001$; XH 夏河; LQ 碌曲; SN 肃南; TZ 天祝; Y, L, G, PH, DMY, SY, PP, SP, DRW, TSW, DTM, DTF 见表2; Y, L, G, PH, DMY, SY, PP, SP, DRW, TSW, DTM, DTF See table 2 for details

2.2.2 环境(区试点) 各农艺性状在4个区试点均表现出极显著差异($p < 0.01$),其中牧草与种子产量均为天祝与肃南最高,而千粒重则以夏河为最,全生育天数和初花天数均为肃南最长(表3)。

2.2.3 基因型 参试的5个品系(种),以2505最为早熟,生育期最短,较对照品种333/A要少近10d之多,牧草与种子产量则均以2556最高,育成4个品系的千粒重均高于对照品种,其余各农艺性状,在不同品系(种)间亦有差异(表3)。

2.3 3因素及其互作效应对各农艺性状的贡献

从整体上看,生态环境分量,包括环境(区试点)分量、年份×环境(区试点)分量、年份分量对各农艺性状的可塑性较大,基

因型×环境(区试点)×年份分量、基因型分量对各农艺性状的可塑性较小。其中,环境(区试点)对各农艺性状的可塑性贡献最大,受其影响较大的农艺性状包括牧草产量、种子产量、单株荚数、株高、初花天数等各项重要性状,其次为年份×环境(区试点)互作,其对种子产量、单株荚数、根重及牧草产量贡献仅次于环境因素的作用。年份×环境(区试点)×基因型互作,基因型、基因型×环境(区试点)互作、基因型×年份互作效应对各农艺性状的可塑性,亦有不同程度的贡献(表 4),其中基因型对单荚粒数的可塑性贡献作用最大。

各性状的剩余方差占表现型方差的比率较小,可见上述性状除了受年份间的气候环境因素的影响外,还受其他环境因素的影响(表 4)。

表 4 各农艺性状的变异组成分析
Table 4 Variance component estimation for agronomic characters

方差组成 Variance component	PH	DMY	SY	PP	SP	DRW	TSW	DTM	DTF
Var(R)	-1.5804	-37579.5409	-6100.8356	-0.2371	-0.0041	0.0000	-0.0045	0.0229	-0.2438
Var(Y)	-2.6139	376040.4376	42282.4540	7.3620	0.0289	0.0000	-15.4707	-18.7760	19.5660
Var(L)	118.4745	794488.5414	447171.7599	12.4083	0.0235	0.0002	-22.4743	-55.7869	74.2267
Var(G)	0.1318	145468.0151	13549.3503	0.5809	0.0987	0.0000	44.4192	12.0970	6.3686
Var(Y×L)	2.6246	317789.0858	338395.6725	12.2303	0.0260	0.0003	74.5264	111.6033	-9.6118
Var(R×Y)	0.4049	52195.3288	6079.7372	0.1726	-0.0067	0.0000	1.1768	-0.0249	0.2628
Var(L×G)	2.0183	40388.9129	-65495.7452	0.2965	-0.0012	0.0004	3.0941	1.1326	-0.1368
Var(Y×G)	-0.1573	271753.5210	-12234.4135	-0.8828	-0.1636	0.0001	-3.1745	-0.0434	-0.2985
Var(R×G)	-0.9147	-2324.4851	7730.5958	-0.5554	-0.0410	0.0000	0.2089	-0.0688	-0.0104
Var(Y×L×G)	1.6494	-126791.2861	119531.9143	1.9908	0.4215	-0.0002	11.4035	4.0971	10.3081
Var(R×Y×G)	0.8305	-112271.0859	-11449.4076	-1.4486	0.0879	-0.0002	-0.7390	0.0708	-0.0086
Var(Error)	19.0704	867408.2334	143900.5751	15.7121	0.5408	0.0016	13.3655	0.9000	25.1714

R, Y, L, G, PH, DMY, SY, PP, SP, DRW, TSW, DTM, DTF 见表 2 See table 2 for details

2.4 牧草干重和种子产量与气候因子的关系

分别对生育期内月均温和降水量进行相关分析发现,两个气候因子对各基因型均有较大影响,其中最重要的影响为 8 月份的月均温,其与种子产量显著正相关(图 2),其与品系 2505、2556、2560 和 2566 的决定系数(R^2)分别为 0.9642、0.5946、0.6760 和 0.7941,并可分别用 $Y_{2505} = 272.01X - 2602.6$, $Y_{2556} = 319.01X - 3236.3$, $Y_{2560} = 322.52X - 3136.9$ 和 $Y_{2566} = 358.49X - 378.8$ 予以表示,式中 Y 为种子产量, X 为 8 月份月均温。除 6~7 月份的降水量与牧草干重性状和 7 月份的降水量与种子产量性状存在正相关关系(个别基因型存在一定程度的负相关)外,其它各月份的降水都与其存在负相关关系,其中 4 月和 9 月份的降水量与其存在较高的负相关关系。

3 讨论

基因型与环境互作效应的统计方法研究是植物育种学和作物栽培学中倍受关注的领域,并取得了显著进展,各种分析方法应运而生^[17]。混合线性模型和 MINQUE(1)法分析基因型与环境互作效应对重要农艺性状评价,已经在数种牧草^[12,18,20]或作物^[15,22,23]上取得成功。本文首次将这两种方法,用于研究基因型与环境互作效应下春箭筈豌豆重要农艺性状的稳定性,初步取得了较好的结果。发现生态环境分量(年份、区试点、年份×区试点)对各农艺性状的可塑性贡献较大,不同生态环境间各农艺性状间差异均达到了显著水平。其中区试点分量对各农艺性状的、可塑性贡献最大,各农艺性状在四个区试点之间差异显著。国外

以其他作物为材料的研究,亦取得了类似结果^[21]。对牧草干重和种子产量数量性状与气候因子的相关分析,为此提供了进一步的支持,在高山草原区温度,尤其是 8 月份的温度,是影响春箭筈豌豆的最重要的因子,因为此时正值种子成熟期,迫切需要较高的温度进行光合作用,完成有机物质的积累。7 月份的降水量与牧草干重和种子产量存在一定程度的正相关关系。4 月和 9 月份的降水量与其存在较高的负相关关系,4 月和 9 月份较高的降水量不利于牧草干重和种子产量的提高,主要是因为 4 月份较多的降水不利于地温的尽快回升,从而延迟出苗时间,而 9 月份较高的降水量不利于种子的成熟。

各区试点种子产量的差异与千粒重显著相关,他人的研究也有类似发现^[24]。可见,在箭筈豌豆产量构成因素中,提高千粒

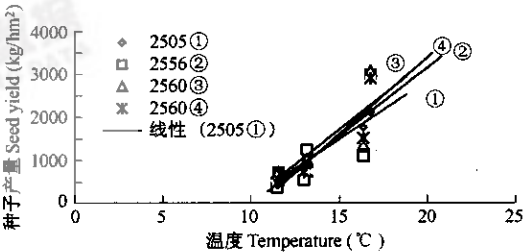


图 2 8 月均温与各品系种子产量的回归关系
Fig. 2 Linear regression on seed yield of each lines and August mean temperature

重可以弥补单荚粒数和单株荚数带来的不足,在生育期较短的高寒牧区培育千粒重高的品种是提高种子产量的一个途径。从播种到初花的天数是反映箭筈豌豆品系(品种)在当地生态环境条件下,对光照长短适应的体现。开花期的早晚与成熟期有正相关性,开花期可以作为鉴定早熟性的指标。在不同年份间、不同基因型间和不同环境(区试点)箭筈豌豆对光照反应差异很大,初花天数是反映这种差异的关键指标。箭筈豌豆各生长发育阶段的长短不但影响成熟期的早晚,对单荚粒数和千粒重的影响更为明显。晚开花促使品种晚熟,增加单荚粒数,但限制千粒重的提高,即开花晚则千粒重低。因此,箭筈豌豆单荚粒数的多少与千粒重的高低,除受栽培环境条件影响外,开花阶段的长短是影响单荚粒数和千粒重的重要因素。箭筈豌豆的丰产性不但受制于产量构成因素中的单荚粒数和千粒重,而且还受生长发育阶段长短的影响。Blum 等认为,初花天数对牧草和种子产量有重要的影响^[16]。本研究也证实,初花期对箭筈豌豆产量的形成具有重要作用,是除单荚粒数和千粒重之外影响箭筈豌豆小区产量的重要因素,即开花晚的材料有利于产量的增加,为相对晚熟区试点(如肃南)产量较高提供了理论依据。

如前所述,在高山草原区,温度是植物生长发育最主要的因素,2002 年各农艺性状的平均值显著优于 2001 年,主要是因为 2002 年 8~10 月份的降水量少于 2001 年,且气温相对较高,全生育天数和初花天数较长,从而有利于种子的成熟(图 1)。

基因型×年份×环境(地点)3 因素互作效应下,种子产量、千粒重、初花天数和全生育天数达到了极显著水平($p < 0.01$ 和 $p < 0.001$);单荚粒数达到了($p < 0.05$)的显著效应。Moneim 等研究了野豌豆基因型与环境互作效应以及产量的稳定性,认为互作可以证实某些基因型在不同的环境条件下草产量和种子产量表现具有差异性,通过基因型与环境互作效应研究可以成功评价稳定的基因型^[12,16]。刘洪杰等在研究影响箭筈豌豆种子产量的主要遗传参数时发现,结荚苞数、结荚数、每荚粒数和单株粒重等与产量有关性状的表现受环境影响较大,遗传力较低,从而增加了选择上的困难^[25]。由此可见,在进行箭筈豌豆种子产量、千粒重、初花天数、全生育天数和单荚粒数等目标性状的选育时,必须注重基因型与生态环境条件的互作,在不同的区试点进行多年试验,进行综合评价,培育出目标性状优良的具有广泛适应性的箭筈豌豆品种。

5 种基因型在进行了 2a、4 个区试点的品比后,品系 2556 和 2560 在 4 个区试点两年间都表现稳定,种子产量较大,而且品系 2556 牧草干重最大,与其它基因型之间存在差异显著性。可初步认为,两品系可作为甘肃高山草原 1 年生豆科牧草中具有丰产特性和优良推广价值的待育品种。

References:

- [1] Chen M J, Jia S X. *Forage Plants in China*. Beijing, China Agri. Press, 2002. 673~675.
- [2] Gao C Y, Zhang X H, Liu Z H, et al. Integrate evaluation on eight rotation mode adapting to Loess Plateau of Qingyang Region. In: Ren J. Z. eds. *China-Australia Gansu Grassland Agricultural Systems Research & Development Project*. Lanzhou: Gansu Science and Technolohg Pres, 1994. 23~33.
- [3] Mao K, Zhou S R, Wang S M, et al. Study on the dynamics of biomass and interspecific competition of mixture communities of common vetch with Italy ryegrass. *Acta Agrestia Sinica*, 1997, 5(1):8~14.
- [4] Chen G, Li J H, Zhou Q P. Study of Production Performance on *Vicia sativa* in Alpine Region. *Qinhai Prataculture*, 1991, 8(3):10~12.
- [5] Ma C H, Han J G, Li H X, et al. The dynamical studies on biomass, qualities and interspecific competition of the rye and vetch mixture. *Acta Prataculture Sinica*, 1999, 8(4):56~64.
- [6] Han J G, Ma C H, Mao P S, et al. The effects of seeding rate, nitrogen fertilizer and harvest time on the yield and quality of oat-pea mixture. *Acta Agrestia Sinica*, 1999, 6, 7(2):87~94.
- [7] Chang G Z, Li S H. An experiment of mixed sowing *Avena Sativa* and *Vicia sativa* in Zhuoni, Gansu. *Prataculture Science*, 1991, 8(6):65~66.
- [8] Li Q. An experiment of mixed sowing *Avena Sativa* and *Vicia sativa* in Alpine grassland. *Prataculture science*, 1984, (1):38~41.
- [9] Zhang Y S, Zhao X Q, Zhou X M. Mixed cropping of oat with three leguminous pasture species in alpine pastoral area. *Acta Prataculture Sinica*, 2001, 10(1):13~19.
- [10] Wang Y W, Nan Z B, Wang Y R, et al. Herbage and seed yields of *Vicia* and *Lathyrus* species under alpine grassland conditions. *Acta Prataculture Sinica*, 2001, 10(2):47~55.
- [11] Lu F H, Bao X G, Liu S Z. *Vicia Sativa*. *Gansu Agri. Tech.*, 1994, 3:24~26.
- [12] Abd A M El Moneim, Cocks P Sand Swedan Y. Yield stability of selected forage vetches (*Vicia* spp.) under rainfed conditions in west Asia. *J. Agric. Sci., Camb.*, 1988, 111:295~301.
- [13] James D Avis, Charles M. Taliaferro and Don Holbert. Genotype×environment interatcion study of Bermudagrass yields in Oklahoma. *Proc. Okla. Acad. Sci.* 1980, 60:69~74.
- [14] Liang K J. Interactive effect of genotype and environment on heterosis of panicle traits of rice (*Oryza sativa*). *Chin. J. Appl. Ecol.*, 1999, 10(6):683~688.

- [15] Moneim A M Abd-El, Cocks P S and Mawlawy B. Genotype-Environment interactions and stability analysis for herbage and seed yields of forage peas under rainfed conditions. *Planting Breeding*, 1990, **104**: 231~240.
- [16] Blum A, Lehrer W. Genetic and environmental variability in some agronomical and botanical characters of common Vetch (*Vicia sativa*). *Euphytica*, 1973, **22**: 89~97.
- [17] Wamatu J N, Thomas E. The influence of genotype-environment interaction on the grain yields of 10 Pigeonpea cultivars grown in Kenya. *Journal of Agronomy and Crop Science*, 2002, **188**(1): 25~33.
- [18] Ren J Z. *Grassland survey and planning*. Beijing, China agricultural press, 1985. 56~82.
- [19] SAS. SAS/STAT guide for personal computers. Cary NC. SAS Institute Inc., Version 6 edition, 1987. 1028.
- [20] Finne M Aasmo, Rognli O A, Schjelderup I. Genetic variation in a Norwegian germplasm collection of white clover. *Euphytica*, 2000, **112**: 33~44.
- [21] Goncalves P de S., Gallo P B, Segnini Jr I, et al. Components of variance and interaction between genotype and environment for annual girth increment in rubber tree. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, 1998, **33** (8): 1329~1337.
- [22] Jiang Z X, Li Y S, Huang Z Q. Analysis and application of unbalanced data from crop culture experiment. *Chin. J. Appl. Ecol.*, 1999, **10** (5): 570~572.
- [23] Zhu J. mixed-model estimate method for genetic variance and covariance. *Journal of Biomathematics*, 1992, **7**(1): 1~11.
- [24] Liu Z, Xue Q, Hong J, et al. A study on heritance of *Vicia sativa* variety I. The analysis on the correlation and its path coefficient of the major characters. *Prataculture science*, 1992, **9**(2): 20~23.
- [25] Liu H G, Zhu X Q, Li X N. A study on heritance of *Vicia sativa* variety I. Major parameters of affecting seed yield. *Prataculture science*, 1989, **6**(5): 16~21.

参考文献:

- [1] 陈默君, 贾慎修. 中国饲用植物. 北京: 中国农业出版社, 2002. 673~675.
- [2] 高素岳, 张小虎, 刘照辉, 等. 适宜庆阳黄土高原地区的八种轮作方式综合评价. 见: 任继周主编. 中澳技术合作甘肃草地农业系统研究与发展项目. 兰州: 甘肃科学技术出版社, 1994. 23~33.
- [3] 毛凯, 周寿荣, 王四敏, 等. 箭筈豌豆混播黑麦草生物量和种间竞争的研究. *草地学报*, 1997, **5**(1): 8~14.
- [4] 陈功, 李锦华, 周青平. 高寒牧区箭筈豌豆生产性能的研究. *青海草业*, 1991, **8**(3): 10~12.
- [5] 马春晖, 韩建国, 李鸿祥, 等. 冬牧 70 黑麦+箭筈豌豆混播草地生物量、品质及种间竞争的动态研究. *草业学报*, 1999, **8**(4): 56~64.
- [6] 韩建国, 马春晖, 毛培胜, 等. 播种比例和施氮量及刈割期对燕麦与豌豆混播草地产草量和质量的影响. *草地学报*, 1999, **6**, **7**(2): 87~94.
- [7] 常根柱, 李世航. 燕麦与箭筈豌豆在甘肃卓尼的混播试验. *草业科学*, 1991, **8**(6): 65~66.
- [8] 李琪. 高寒牧区箭筈豌豆与燕麦混播试验. *草业科学*, 1984, (1): 38~41.
- [9] 张耀生, 赵新全, 周兴民. 高寒牧区三种豆科牧草与燕麦混播的试验研究. *草业学报*, 2001, **10**(1): 13~19.
- [10] 王贵文, 南志标, 王彦荣, 等. 高山草原条件下一年生豆科牧草生产性能的评价. *草业学报*, 2001, **10**(2): 47~55.
- [11] 吕福海, 包兴国, 刘生战. 箭筈豌豆. *甘肃农业科技*, 1994, **3**: 24~26.
- [15] 梁康远. 基因型×环境互作效应对水稻穗部性状杂种优势的影响. *应用生态学报*, 1999, **12** (6): 683~688.
- [18] 任继周主编. 草原调查与规划. 北京: 中国农业出版社, 1985. 56~82.
- [22] 蒋之坝, 李奕松, 黄仲青. 作物栽培试验非平衡资料的分析及应用. *应用生态学报*, 1999, **10**(5): 570~572.
- [23] 朱军. 遗传方差和协方差的混合模型估算方法. *生物数学学报*, 1992, **7**(1): 1~11.
- [24] 朱学谦, 刘洪杰, 李幸男. 箭筈豌豆品种遗传规律的研究 I. 主要性状相关及其通径分析. *草业科学*, 1992, **9**(2): 20~23.
- [25] 刘洪杰, 朱学谦, 李幸男. 箭筈豌豆品种遗传规律的研究 I. 影响种子产量的主要遗传参数. *草业科学*, 1989, **6**(5): 16~21.