

杂种落叶松苗高生长稳定性分析

张磊, 张含国, 邓继峰, 贯春雨, 张磊

(东北林业大学 林木遗传育种与生物技术教育部重点实验室, 黑龙江 哈尔滨 150040)

摘要: 在黑龙江、吉林和辽宁 3 省 7 个试验点对杂种落叶松 13 个处理播种育苗, 用 Eberhart 和 Russell 模型等 5 种方法进行苗期稳定性分析, 并筛选生长好且稳定性高的处理。结果表明, 1 年生和 2 年生苗高生长表现出极显著的正相关, Pearson 和 Spearman 相关系数分别为 0.535 和 0.536, 2 年生各地点处理间均差异极显著 ($P < 0.01$), 各地生长较快的家系: 草河口为日本落叶松 *Larix kaempferi* 5 × 兴安落叶松 *Larix gmelinii* 12, 兴安落叶松 9 × 日本落叶松 76-2; 错海为日本落叶松 5 × 长白落叶松 *Larix olgensis* 77-3, 日本落叶松 5 × 长白落叶松 78-3; 富锦为兴安落叶松 9 × 日本落叶松 76-2, 兴安落叶松 5 × 兴安落叶松 9; 吉林为兴安落叶松 12 × 兴安落叶松 2, 兴安落叶松 7 × 日本落叶松 77-2; 林口为兴安落叶松 12 × 兴安落叶松 2, 兴安落叶松 5 × 兴安落叶松 9; 尚志为日本落叶松 5 × 兴安落叶松 9, 日本落叶松 5 × 长白落叶松 77-3; 铁力为兴安落叶松 5 × 兴安落叶松 9, 兴安落叶松 7 × 日本落叶松 77-2。AMMI 模型方差分析表明, 处理间、地点间以及处理 × 地点差异极显著 ($P < 0.01$), 方差分量分别为 16.00%, 56.25%, 27.75%。AMMI 模型、George 模型和高稳系数法适合评价苗期高生长的稳定性。家系日本落叶松 5 × 长白落叶松 78-3, 日本落叶松 11 × 兴安落叶松 2, 兴安落叶松 9 × 日本落叶松 76-2 和兴安落叶松 5 × 兴安落叶松 9 生长好且稳定性高, 兴安落叶松 12 × 兴安落叶松 2, 日本落叶松 5 × 兴安落叶松 9, 日本落叶松 5 × 长白落叶松 77-3 和日本落叶松 3 × 兴安落叶松 9 家系在部分地区生长好。图 1 表 6 参 13

关键词: 林木育种学; 杂种落叶松; 苗高; 单点试验; 多点试验; 稳定性

中图分类号: S722.3 **文献标志码:** A **文章编号:** 1000-5692(2010)05-0706-07

Stability of hybrid larches (*Larix*) with seedling height growth

ZHANG Lei, ZHANG Han-guo, DENG Ji-feng, GUAN Chun-yu, ZHANG Lei

(Key Laboratory of Forest Tree Improvement and Biotechnology of Ministry of Education, Northeast Forestry University, Harbin 150040, Heilongjiang, China)

Abstract: Thirteen treatments of hybrid larch (*Larix* spp.) were sown and raised in nurseries at seven sites in Heilongjiang, Jilin, and Liaoning Provinces. Pearson's and Spearman's correlation analyses between one-year old and two-year old trees were conducted. Also, seedling stage stability was analyzed, and treatments with high stability and good growth were tested with five models: Eberhart & Russell, the additive main-effect and multiplicative interaction (AMMI), the George C. C. Tai, HSC, and Shukla. Results showed significant positive correlations between one-year old and two-year old for Pearson's ($r = 0.535$) and Spearman's ($r = 0.536$) correlation analyses. For two-year old trees, using the AMMI ANOVA, differences of treatments at each location were extremely significant ($P < 0.01$) with variance components for treatments = 16.00% ($P < 0.01$), locations = 56.25% ($P < 0.01$), and treatment × location = 27.75% ($P < 0.01$). Four treatments (*Larix kaempferi* 5 × *L. olgensis* 78-3, *L. gmelinii* 9 × *L. kaempferi* 76-2, *L. kaempferi* 11 × *L. gmelinii* 2, and *L. gmelinii* 5 × *L. gmelinii* 9) showed good growth and high stability;

收稿日期: 2009-12-09; 修回日期: 2010-03-09

基金项目: “十一五”国家科技支撑计划重大项目(2006BAD01A14-01); 国家林业局重点项目(2006-37); 黑龙江省重大科技攻关项目(GA08B201-01)

作者简介: 张磊, 硕士, 从事林木遗传改良等研究。E-mail: zhanglei10.cool@163.com。通信作者: 张含国, 教授, 博士, 从事林木遗传改良等研究。E-mail: hanguo Zhang1@yahoo.com.cn

whereas four treatments (*L. gmelinii* 12 × *L. gmelinii* 2, *L. kaempferi* 5 × *L. gmelinii* 9, *L. kaempferi* 3 × *L. gmelinii* 9, and *L. kaempferi* 5 × *L. olgensis* 77-3) grew well in some areas. [Ch, 1 fig. 6 tab. 13 ref.]
Key words: forest tree breeding; hybrid larch; seedling height; single-point test; multi-point test; stability

落叶松 *Larrix* spp. 生长快、分布广、适应性强、材质好, 是中国东北地区森林经营和人工造林的主要树种之一, 也是退耕还林、速生丰产林及防护林工程的重要造林树种。据统计, 仅黑龙江省营造的长白落叶松 *Larrix olgensis* 人工林就达 $617 \times 10^4 \text{ hm}^2 \cdot \text{a}^{-1}$ 以上^[1]。落叶松种间杂交具有明显的优势^[2]。日本通过试验发现, 兴安落叶松 *Larrix gmelinii* × 日本落叶松 *Larrix kaempferi* 的杂种在北海道生长与日本落叶松相当, 比兴安落叶松高 89%, 鼠害低, 保存率与兴安落叶松一样, 材质比日本落叶松改善, 又具双亲种抗病性^[3]。张含国等^[4]认为日本落叶松 × 长白落叶松的杂种在基本密度、管胞长度、管胞宽度和管胞长宽比 4 个材质性状具有明显的优势。基因型与环境的交互作用(GEI)的存在造成了不同杂交组合最佳的生态区域不同, 其遗传增益存在很大差异。品种的稳定性主要决定于基因型与环境互作效应的大小, 有效的基因型 × 环境(G × E)分析方法对正确评价稳定性有至关重要的作用^[5-6]。目前, 评价稳定性的方法很多^[7], 如 Francis 等将变异系数和平均产量结合的基因型分组法, Shukla 的稳定性方差 Q^2_i , George 模型和 Eberhart 和 Russell 的模型, Nassar 和 Hühn 提出的秩次分析法, 主效可加交互可乘模型(the additive main effects and multiplicative interaction model, 简称 AMMI 模型)等。但各种方法都有自己的适用范围和局限性, 单一的统计分析方法在评鉴品种稳定性方面, 所得结论可靠性较低。林木生长周期较长, 完全准确评价一个家系或无性系生长的稳定性, 存在一定的困难。笔者对杂种落叶松苗期稳定性进行多种方法分析评价和品种的筛选, 旨在选择适合评价苗期高生长稳定性的方法。

1 材料方法

1.1 试验材料

材料来源于黑龙江省林口县青山林场杂种落叶松实生种子园自由授粉家系, 选取 7 个地点都有且成活率较高的 13 个落叶松处理(处理和相应编号见表 1; 各个地点共 21 个试验处理, 含当地生产对照)。试验地分别设在辽宁省森林经营所草河口试验基地, 吉林省吉林市林科院试验基地, 黑龙江省哈尔滨尚志市苇河林业局青山种子园, 齐齐哈尔龙江县错海林场, 牡丹江林口县青山林场, 佳木斯富锦市太东种子园和伊春铁力市林业局建设苗圃。2005 年在各试验点播种育苗, 2006 年换床, 2005 年和 2006 年秋季在苗床的两端和中间分 3 段完全随机调查 50 株苗高, 各处理共调查 150 株。

1.2 分析方法

采用浙江大学唐启义编著的 DPS 统计分析软件中“专业统计 → 品种区域试验 → 品种稳定性分析”

表 1 杂种落叶松处理列表

Table 1 List of the treatments of Hybrid Larch

编号	处理	编号	处理
1	白刀山种源	8	日本落叶松 5 × 兴安落叶松 9(日 5 × 兴 9)
2	日本落叶松 11 × 兴安落叶松 2(日 11 × 兴 2)	9	小北湖种源
3	日本落叶松 3 × 长白落叶松 51(日 3 × 石 51)	10	兴安落叶松 12 × 兴安落叶松 2(兴 12 × 兴 2)
4	日本落叶松 3 × 兴安落叶松 9(日 3 × 兴 9)	11	兴安落叶松 5 × 兴安落叶松 9(兴 5 × 兴 9)
5	日本落叶松 5 × 长白落叶松 77-3(日 5 × 长 77-3)	12	兴安落叶松 7 × 日本落叶松 77-2(兴 7 × 日 77-2)
6	日本落叶松 5 × 长白落叶松 78-3(日 5 × 长 78-3)	13	兴安落叶松 9 × 日本落叶松 76-2(兴 9 × 日 76-2)
7	日本落叶松 5 × 兴安落叶松 12(日 5 × 兴 12)		

说明: 白刀山种源和小北湖种源为长白落叶松 *Larrix olgensis* 种源, 石、长为长白落叶松, 日为日本落叶松 *Larrix kaempferi*, 兴为兴安落叶松 *Larrix gmelinii*。

模块进行 Eberhart 和 Russell 模型、George 模型和 Shukla 模型的分析, AMMI 模型分析采用“有重复 AMMI 模型”模块。每种分析方法的数学模型和评价稳定性方法见 DPS 中的各模块^[8]。

单点方差分析采用 SPSS 16.0 的 Compare Means 中的 One-Way ANOVA 软件, 相关性分析用 Correlate 中的 Bivariate 软件^[9]。用原始数据进行单点方差分析, 各处理小区均值进行相关分析和稳定性分析。

完全随机区组试验单点方差分析模型: $x_{ijk} = \mu + P_i + \alpha_j + P\alpha_{ij} + e_{ijk}$; 其中, μ 是总体均值, P_i 是第 i 个区组的效应值, α_j 是第 j 处理的效应值, $P\alpha_{ij}$ 是处理 \times 重复的交互作用值, 为随机误差^[10]。

温振民^[11]提出用高稳系数法(HSC)反映新品种的高产性和稳产性。高稳系数法公式为: $C_{HSCi} = 1 - \frac{\bar{X}_i - S_i}{1.10\bar{X}_{ck}} \times 100\%$ 其中: \bar{X}_{ck} 是 2 个种源的均值; 如果式中的 C_{HSCi} 值越小, 则表明第 i 个品种的高产稳定性越好。

2 结果与分析

2.1 单点高生长分析

在方差同质的基础上, 2 年生苗高单点方差分析表明(表 2): 各个试验点的处理间差异均达极显著水平, 选择适合各地生长的优良家系潜力巨大。苗期下, 水热等条件较好的吉林生长最好, 且与其他地点差异极显著($P < 0.01$), 林口和铁力生长最差, 也与其他地点达到了极显著差异($P < 0.01$)。生长最好的吉林(均值为 69.65 cm)超出生长最慢的林口(均值为 46.00 cm)51.41%。

表 2 单点方差分析

Table 2 Single-point variation analysis

地点	变异来源	平方和	自由度	均方	F 值
草河口	处理间	67 915.752	12	5 659.646	38.813**
	重复间	1 879.932	2	939.966	
	机误	22 7916.580	1 563	145.820	
	总变异	298 971.662	1 577		
错海	处理间	42 994.897	12	3 582.908	33.006**
	重复间	2 959.549	2	1 479.774	
	机误	125 378.476	1 155	108.553	
	总变异	171 332.922	1 169		
富锦	处理间	39 740.232	12	3 311.686	23.361**
	重复间	435.136	2	217.586	
	机误	229 089.188	1 616	141.763	
	总变异	269 548.205	1 630		
吉林	处理间	100 745.511	12	8 395.459	40.034**
	重复间	1 387.529	2	693.765	
	机误	204 253.940	974	209.706	
	总变异	306 531.203	988		
林口	处理间	49 519.356	12	4 126.613	28.571**
	重复间	1 670.410	2	835.205	
	机误	91 143.739	631	144.433	
	总变异	143 206.415	645		

续表 2

地点	变异来源	平方和	自由度	均方	F 值
尚志	处理间	58 116.389	12	4 843.032	18.654**
	重复间	3 559.405	2	1 779.703	
	机误	263 261.837	1 013	259.627	
	总变异	324 920.066	1 027		
铁力	处理间	35 644.961	12	2 970.413	33.955**
	重复间	182.272	2	91.136	
	机误	182 920.265	2 091	87.480	
	总变异	218 748.498	2 105		

说明: * 表示 5% 的显著水平; ** 表示 1% 显著水平。

就各个地点而言, 草河口生长最快的是日 5 × 兴 12, 其次为兴 9 × 日 76-2, 兴 5 × 兴 9 和日 11 × 兴 2, 均值为 57.14 cm, 生长较慢的是兴 12 × 兴 2 和白刀山, 均值为 39.24 cm, 生长较快的 4 个处理超出生长较慢 2 个处理 45.62%; 错海生长最快的是日 5 × 长 77-3, 其次为日 5 × 长 78-3, 兴 9 × 日 76-2 和日 11 × 兴 2, 均值为 65.90 cm, 生长较慢的是白刀山和日 5 × 兴 12, 均值为 49.20 cm, 生长较快的 4 个处理超出生长较慢 2 个处理 33.94%; 富锦生长最快的是兴 9 × 日 76-2, 其次为兴 5 × 兴 9, 日 5 × 兴 9 和兴 12 × 兴 2, 均值为 57.02 cm, 生长较慢的是白刀山和日 5 × 长 77-3, 均值为 43.21 cm, 生长较快的 4 个处理超出生长较慢 2 个处理 31.96%; 吉林生长最快的是兴 12 × 兴 2, 其次为兴 7 × 日 77-2, 日 5 × 长 78-3 和日 5 × 兴 9, 均值为 80.86 cm, 生长较慢的 2 个种源是小北湖和白刀山, 均值为 51.74 cm, 生长较快的 4 个处理超出 2 个种源的 56.28%; 林口生长最快的是兴 12 × 兴 2, 其次为兴 5 × 兴 9, 日 11 × 兴 2 和日 3 × 兴 9, 均值为 54.90 cm, 生长较慢的是小北湖和日 5 × 兴 9, 均值为 28.86 cm, 生长较快的 4 个处理超出生长较慢 2 个处理 90.22%; 尚志生长最快的是日 5 × 兴 9, 其次为日 5 × 长 77-3, 日 3 × 兴 9 和兴 12 × 兴 2, 均值为 67.62 cm, 生长较慢的 2 个种源是小北湖和白刀山, 均值为 46.50 cm, 生长较快的 4 个处理超出 2 个种源的 45.42%; 铁力生长最快的是兴 5 × 兴 9, 其次为兴 7 × 日 77-2, 兴 9 × 日 76-2 和日 5 × 兴 9, 均值为 50.25 cm, 生长较慢的处理是白刀山和日 3 × 石 51, 均值为 40.12 cm, 生长较快的 4 个处理超出生长较慢 2 个处理 25.25%。由此可见, 兴 9 × 日 76-2, 兴 5 × 兴 9 在 4 个地点排在前 4 名, 日 11 × 兴 2 在 3 个地点排在前 4 名, 生长较好; 白刀山种源在后 2 名中出现 6 次, 小北湖出现 3 次, 这 2 个种源相对于杂种家系生长较差。

2.2 苗高年度相关分析

对 1 年生和 2 年生综合数据及每个地点苗高进行相关性分析(表 3)。结果表明, 2 个年度表现出极显著($P < 0.01$)的正相关, Pearson 和 Spearman 相关系数分别为 0.535 和 0.536, 除草河口和尚志相关不显著外, 其他地点均相关极显著($P < 0.01$)。以错海相关性最高, Pearson 和 Spearman 相关系数分别为 0.643 和 0.603; 草河口相关性最低, Pearson 和 Spearman 相关系数分别为 0.221 和 0.278。

LSR 检验结果表明(图 1), 1 年生生长较快的前 5 位是兴 9 × 日 76-2, 日 3 × 兴 9, 日 5 × 长 78-3, 兴 12 × 兴 2 和日 11 × 兴 2, 均值为 16.56 cm, 且与其他处理差异显著($P < 0.05$); 生长最慢的为

表 3 2 个年度苗高相关分析

Table 3 Correlation analysis of seedling height of the two years

项目	草河口	错海	富锦	林口	吉林	尚志	铁力	综合
Pearson 相关	0.221	0.643**	0.381	0.536**	0.536**	0.262	0.546**	0.535**
Spearman 相关	0.278	0.603**	0.415**	0.448**	0.448**	0.229	0.413**	0.536**

说明: * 表示 5% 的显著水平; ** 表示 1% 显著水平。

白刀山种源, 为 11.74 cm, 与其他处理差异显著 ($P < 0.05$), 生长较快的 5 个处理超出白刀山种源 41.06%。2 年生生长较快的 4 位是兴 5 × 兴 9, 日 5 × 长 78-3, 兴 9 × 日 76-2 和日 11 × 兴 2, 均值为 58.36 cm, 且与其他处理差异显著 ($P < 0.05$); 生长较慢的后 2 位是白刀山种源和小北湖种源, 均值为 45.14 cm, 与其他处理差异也显著 ($P < 0.05$), 生长较快的 4 个处理超出生长较慢 2 个种源 29.11%, 2 个年度生长排序基本一致。

2.3 高生长稳定性分析

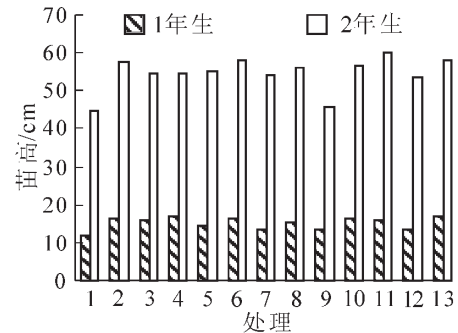
各处理苗期第 2 年较第 1 年更能反映在不同地点的真实差异。AMMI 模型表明(表 4), 处理间、地点间和处理 × 地点的差异都达到 1% 的显著水平, 它们的方差分量分别为 16.00%, 56.25% 和 27.75%, 对 2 年生交互作用的主成分分析的显著性进行近似 F 值检验, 保留达到显著水平的交互作用主成分轴奇异值(IPCA), 其余不显著的合并为残差。第 1 乘积项(IPCA1)和第 2 乘积项(IPCA2)达到了极显著水平, 第 3 乘积项(IPCA3)达到了显著水平, 分别解释了互作效应的 41.26%, 23.18% 和 18.02%, AMMI 模型解释了 82.46% 的互作变异。稳定性指标 D_i 可以定量反映处理的稳定性的大小, D_i 值越小, 表示越稳定。稳定性前 5 位的处理是日 3 × 石 51, 日 5 × 长 78-3, 兴 9 × 日 76-2, 兴 5 × 兴 9 和日 11 × 兴 2, 后 3 位是小北湖、日 5 × 兴 9 和兴 12 × 兴 2(表 5)。

Eberhart 和 Russell 模型用回归

系数(b_i)和离回归均方(S_b^2)2 个参数来描述品种的稳定性。方差分析(表 6)显示: 处理间高生长差异极显著($P < 0.01$), 回归系数间差异均不显著。各处理的离回归均方与 0 均有明显的差异, 且回归系数与 1 都没有显著差异, 不能用回归系数的大小来判断处理的稳定性, 回归预测无效。原因可能是违背了环境指数(自变量)与处理均值(因变量)彼此应独立的回归分析的基本假设, 且处理对地点反映存在着线性与非线性的关系, 由回归解释的处理与地点互作的份额少, Westcott 也认为用线性回归方法分析 $G \times E$ 互作可能是不可靠的^[12]。

George 模型把处理与地点的互作分解为处理对地点的直线响应($\hat{\alpha}_i$)和直线响应的离差($\hat{\lambda}_i$)两部分^[13]。 $\hat{\alpha}_i = 0, \hat{\lambda}_i = 1$ 的品种具有平均稳定性, $\hat{\alpha}_i = -1, \hat{\lambda}_i = 1$ 的品种具有超平均稳定性。处理日 3 × 石 51, 日 5 × 长 78-3 和日 11 × 兴 2 的 $\hat{\alpha}_i \rightarrow 0, \hat{\lambda}_i \rightarrow 1$, 具有平均稳定性, 白刀山、兴 5 × 兴 9 和兴 9 × 日 76-2 的 $\hat{\alpha}_i \rightarrow -1, \hat{\lambda}_i \rightarrow 1$, 属超平均稳定性的处理, 兴 12 × 兴 2 和小北湖稳定性差(表 5)。除白刀山外, 上述结果与 AMMI 模型的评价结果基本一致。

Shukla 模型直接把品种与地点互作的方差分配到每个品种上, 通过分解互作方差来评价品种的稳定性。方差越小, 当 F 值不显著时, F 值越小, 品种越稳定。日 3 × 石 51, 兴 5 × 兴 9 和日 11 × 兴



1.白刀山种源; 2.日11×兴2; 3.日3×石51; 4.日3×兴9; 5.日5×长77-3; 6.日5×长78-3; 7.日5×兴12; 8.日5×兴9; 9.小北湖种源; 10.兴12×兴2; 11.兴5×兴9; 12.兴7×日77-2; 13.兴9×日76-2

图 1 2 个年度处理苗高均值

Figure 1 Mean of seeding height of the two years

表 4 AMMI 模型方差分析

Table 4 Variation analysis of AMMI model

变异来源	平方和	自由度	均方	F 值	P 值
处理	5 204.197 0	12	433.683 1	25.042 1	0.000 1
地点	18 299.554 1	6	3 049.925 7	176.111 6	0.000 1
交互作用(G × E)	9 028.197 1	72	125.391 6	7.240 5	0.000 1
第 1 乘积项(IPCA1)	3 724.855 5	17	219.109 1	3.735 8	0.000 1
第 2 乘积项(IPCA2)	2 093.074 7	15	139.538 3	2.379 1	0.003 7
第 3 乘积项(IPCA3)	1 626.688 6	13	125.129 9	2.133 5	0.014 2
残差	1 583.578 3	27	58.651 1		
误差	3 151.901 3	182	17.318 1		
总和	35 683.849 6	272			

表 5 不同模型稳定性参数

Table 5 Stability parameters of different models

处理	AMMI 模型	Eberhart 和 Russell 模型		George 模型		Shukla 模型		高稳系数法
	D_i	b_i	S_b^2	$\hat{\alpha}_i$	$\hat{\lambda}_i$	方差	F 值	C_{HS}
1	2.200 0	0.568 8	1.489 6	- 0.291 5	2.168 9	19.873 4	3.442 6**	0.335 6
2	1.440 3	0.976 2	11.159 7	- 0.016 1	2.883 2	12.261 0	2.124 0	0.128 7
3	0.629 4	1.135 9	3.227 7	0.091 8	1.574 2	6.103 2	1.057 3	0.163 3
4	2.915 1	0.738 1	39.348 5	- 0.177 0	8.244 4	46.308 8	8.022 0**	0.172 6
5	2.732 8	1.110 1	41.716 6	0.074 4	8.359 7	43.422 7	7.522 1**	0.197 1
6	1.051 9	1.324 0	10.425 6	0.219 0	3.315 8	21.188 9	3.670 5**	0.117 0
7	2.759 2	0.780 2	45.847 5	- 0.148 5	9.286 6	50.835 0	8.806 1**	0.159 0
8	3.569 0	1.539 2	29.488 3	0.364 5	7.694 6	57.132 4	9.897 0**	0.164 7
9	3.970 2	0.633 6	97.773 9	- 0.247 6	18.950 4	109.917 6	19.040 9**	0.272 6
10	3.558 1	1.408 0	79.209 9	0.275 8	15.834 7	94.611 6	16.389 4**	0.185 6
11	1.394 3	0.634 8	- 3.356 7	- 0.246 9	1.026 8	10.240 2	1.773 9	0.027 3
12	2.871 8	1.311 6	45.270 4	0.210 6	9.447 2	54.774 6	9.488 5**	0.216 8
13	1.260 5	0.839 5	13.298 3	- 0.108 5	3.397 8	16.694 5	2.892 0*	0.097 6

2 的 F 值最小且不显著，表现稳定；兴 9 × 日 76-2，白刀山，日 5 × 长 78-3 的 F 值稍大，差异显著，属于不稳定处理；其他处理的 F 值极显著(表 5)，由于多数处理 F 值差异显著，说明 Shukla 模型在评鉴杂种落叶松苗期稳定性方面有一定的局限性。

高稳系数法显示(表 5)：处理兴 5 × 兴 9 的高稳系数排第 1 位，2 年生的苗高均值也排第 1

位；其次是兴 9 × 日 76-2，苗高排第 3 位；日 5 × 长 78-3 的高稳系数第 3 位，苗高排第 1 位；日 11 × 兴 2 的 HSC 排第 4 位，苗高也排第 4 位，表明这 4 个处理在苗期表现出生长好稳定性高的特点。另外，处理日 5 × 长 77-3，日 3 × 石 51，日 5 × 兴 9 的高稳系数也小于平均的高稳系数，也表现出一定的稳定性。2 个种源小北湖和白刀山的高稳系数最大，生长最差。

3 结论与讨论

2 个年度的高生长表现出极显著的正相关，Pearson 和 Spearman 相关系数分别为 0.535 和 0.536。2 年生各个地点处理间都差异极显著，各地点生长较快的前 3 位家系：草河口是日 5 × 兴 12，兴 9 × 日 76-2，兴 5 × 兴 9；错海是日 5 × 长 77-3，日 5 × 长 78-3，兴 9 × 日 76-2；富锦是兴 9 × 日 76-2，兴 5 × 兴 9，日 5 × 兴 9；吉林是兴 12 × 兴 2，兴 7 × 日 77-2，日 5 × 长 78-3；林口是兴 12 × 兴 2，兴 5 × 兴 9，日 11 × 兴 2；尚志是日 5 × 兴 9，日 5 × 长 77-3，日 3 × 兴 9；铁力是兴 5 × 兴 9，兴 7 × 日 77-2，兴 9 × 日 76-2。

AMMI 模型方差分析表明，处理间、地点间和处理 × 地点都呈极显著差异，它们的方差分量分别为 16.00%，56.25%和 27.75%。家系兴 5 × 兴 9，兴 9 × 日 76-2，日 5 × 长 78-3 和日 11 × 兴 2 生长好

表 6 Eberhart 和 Russell 模型方差分析

Table 6 Variation analysis of Eberhart and Russell Model

变异来源	平方和	自由度	均方	F 值	P 值
处理	1 743.732 3	12	144.561 0	3.906 0	0.000 2
地点 + (处理 × 地点)	9 109.250 4	78	116.785 3		
地点(线性)	6 099.851 4	1	6 099.851 4		
处理 × 地点(线性)	603.722 4	12	50.310 2	1.359 4	0.208 6
合并离差	2045.676 6	65	37.010 4		
试验误差	855.972 3	168	5.095 1		

稳定性高,属于高产稳产的家系,4个家系的均值分别高于总均值、白刀山和小北湖的7.16%,31.24%和27.39%。日5×长77-3在错海、尚志生长较好,在富锦生长较差;兴12×兴2在吉林、林口、尚志、富锦生长较好,在草河口生长最差;日5×兴9在吉林、富锦、尚志、铁力生长较好,在林口生长较差;日3×兴9在林口、尚志表现较好,在草河口和吉林生长较差,这4个家系生长好,但并不稳定。白刀山和日3×石51生长差,稳定性高;日5×兴12,兴7×日77-2和小北湖生长差稳定性也差。

5种模型均是目前最流行的评价品种稳定性的方法。在评价稳定性时,采用多种分析方法可以弥补因每种分析法的前提和假设带来的误差和不足。在处理实际苗期杂种落叶松数据时,Eberhart和Russell模型由于处理的离回归均方与0有显著差异,线性预测无效。Shukla模型由于大部分处理的F值显著或极显著,有一定的局限性。AMMI模型、George模型和高稳系数法所得结论一致性高,与处理在各地的真实表现相吻合,可以评价杂种落叶松苗期稳定性,而AMMI模型较George模型(线性模型)和高稳系数法(简单表型法)在分析交互作用时更准确。建议采用以AMMI模型为主,George模型和高稳系数法为辅的综合分析方法评价杂种落叶松苗期高生长的稳定性。

参考文献:

- [1] 冯玉龙,王文章,敖红.长白落叶松无性系选择生理指标的研究[J].林业科学,2001,36(1):79-80.
FENG Yulong, WANG Wenzhang, AO Hong. Study on physiological indices of clone selection in *Larix olgensis* Henry [J]. *Sci Silv Sin*, 2001, 36(1): 79-80.
- [2] 杨书文,鞠永贵,张世英,等.落叶松杂种优势的研究[J].东北林学院学报,1985,13(1):35-36.
YANG Shuwen, JU Yonggui, ZHANG Shiyong, et al. Research on larch hybrid vigor [J]. *J Northeast For Univ*, 1985, 13(1): 35-36.
- [3] TAKAHASHI N, HAINAYA T. *Improvement of Larch Through Hybridization in Japan* [M]. Tokyo: Iarogenetics-sabrao symposia, 1972.
- [4] 张含国,袁桂华,李希才,等.落叶松生长和材性杂种优势的研究[J].东北林业大学学报,1998,26(3):25-28.
ZHANG Hanguo, YUAN Guihua, LI Xicai, et al. The hybrid advantage on growth and wood property of *Larch* [J]. *J Northeast For Univ*, 1998, 26(3): 25-28.
- [5] GAUCH H G, ZOBEL R W. *Genotype-environment Interaction* (eds: Kang, M S, Gauch H G) [M]. BocaRatona: CRC Press, 1995.
- [6] HOFFMANN C M, HUIJBREGTS T H, VANSWAAIJ N, et al. Impact of different environments in Europe on yield and quality of *Sugar beet* genotypes [J]. *Eur J Agron*, 2009, 30: 17-26.
- [7] 穆培源,庄丽,张吉贞,等.作物品种稳定性分析方法的研究进展[J].新疆农业科学,2003,40(3):142-144.
MU Peiyuan, ZHUANG Li, ZHANG Jizhen, et al. Progress of statistical methods for crop stability analysis [J]. *Xinjiang Agric Sci*, 2003, 40(3): 142-144.
- [8] 唐启义,冯明光. DPS 数据处理系统 [M]. 北京:科学出版社,2006:471-490.
- [9] 宋志刚,谢蕾蕾,何旭洪. SPSS 16 实用教程 [M]. 北京:人民邮电出版社,2008:112-117,132-140.
- [10] 续九如,黄智慧. 林木试验设计 [M]. 北京:中国林业出版社,1995:32-34.
- [11] 陈学宽. 品种稳定性参数和高稳系数在云南省甘蔗区试中的应用和分析 [D]. 北京:中国农业大学,2004:6-7.
CHEN Xuekuan. *Application and Analysis of Cultivars Stability Parameter and High Stable Coefficient to the Eighth Sugarcane Regional Trial in Yunnan* [D]. Beijing: China Agricultural University, 2004: 6-7.
- [12] 杨涛,李加纳,唐章林,等.3种评价品种稳定性方法的比较[J].贵州农业科学,2006,34(1):28-29.
YANG Tao, LI Jiana, TANG Zhanglin, et al. Comparison of three evaluation methods for variety stability [J]. *Guizhou Agric Sci*, 2006, 34(1): 28-29.
- [13] 葛知男,冷苏凤. Tai 模型在棉花品种稳定性分析中的应用及其在区试中的意义 [J]. 棉花学报, 1991, 3(1): 15-20.
GE Zhinan, LENG Sufeng. Application of the model Tai on stability analysis of upland cotton and its significance to regional trials [J]. *Acta Gossypii Sin*, 1991, 3(1): 15-20.