第3卷 第1期 林业科学研究 Vol.3,No.1
1990年2月 FOREST RESEARCH Feb.,1990

刺槐次生种源遗传差异及其选择评价*

顾万春 王全元 张英脱
(中国林业科学研究院林业研究所) (河北省滦河林场)
周之和 刘德安
(河南省原阳林场) (中国林业科学研究院磴口实验局)

摘要 本文报道了刺槐(*Robinia pseudoacacia* Lin)9个次生种源在原阳、磁县、磴口造林试验的8年结果。首次证实刺槐次生种源(群体)间存在遗传差异。通过观察值x_{ijk}线性可加模型分解，比较了次生种源主效($\hat{\alpha}_i$)、地点主效($\hat{\beta}_j$)和交互作用效应[$(\widehat{\alpha\beta})_{ij}$]，剖析$G\times E$互作，评定生产力，并用互作效应方差值($\chi_{PB}^2$)及其相对变异($CV_{PB}$)评价种源适应性。被选择的优良次生种源，可在中原、华北、河套等地立地条件相同的地区进行推广，材积的相对增益分别达13.0%、11.7%和18.5%以上。

关键词 刺槐；次生种源；遗传差异；$G\times E$互作

刺槐原产北美洲阿巴拉契亚山脉和欧扎克高原，分布区达1 100×1 500 km²。它是16世纪初欧洲人引自美洲的第一个树种，也是当今世界上造林面积仅次于桉树的速生阔叶树种。目前，我国有24个省(区)、市栽种，仅河北、河南、山东和山西等6省市就达40亿株，推算全国栽种面积1.5亿亩。根据调研，国内刺槐有4个来源：1898年德国人引进胶东首批；20世纪40年代初日本人引进辽东盖县一带；40年代末联合国救济总署从美国调种，分发到天水、长沙等地；60年代又从朝鲜调入多批种子在华北等地造林。以上4批种源，除美国调入原产种源外，都是次生种源，经叠代更新，种源系统已无严格产地标志。

本项研究利用国内多批来源、多种生境的刺槐人工林作试材，探索刺槐次生种源的遗传差异。一旦证实上述差异存在，通过次生种源选择及生产力和适应性评价，可直接为生产供种服务。

本文于1989年6月26日收到。

* 刺槐种源选种协作研究组还有吴理安、魏长振、毛太祥、周士万、赵世恒、邓考勤、孙三虎、田玉林同志参加试验。

一、试 验 方 法

1．试验材料　1979年秋，在辽宁、河北、山西、甘肃、山东和江苏6省的8个县，混采当地刺槐人工林种子，以试验育苗点漳河林场的优良林分种子作对照。每点抽样1 000～1 500 g种子作试材，共9个处理(表1)。采种地点包括我国历史上最早引种的4个次生种源。

表1　刺槐次生种源1年生苗高多重检验

次生种源名称(省、县)	江苏阜宁	辽宁盖县	河北正定	山西洪洞	山西寿阳	山东胶县	河北磁县	河北漳河林场	甘肃天水市
次生种源编号	C_{01}	C_{05}	C_{04}	C_{07}	C_{06}	C_{02}	C_{03}	C_{09}	C_{08}
平均苗高(cm)	145	150	153	153	161	167	173	184	186
$LSR_{0.05}$									

注：次生种源变因的$F=8.01^{**}(8,24)$；$S_{\bar{x}}=4.12$。

2．试验设计　①1980年春在河北省漳河林场育苗试验，随机区组设计，4次重复，每小区双行20株，15cm×50 cm苗木密度，多余种子在邻接圃地育苗。②1981年、1982年春用同一批苗木在河南省原阳林场、河北省漳河林场与中国林科院内蒙古磴口实验局营造试验林。随机区组设计，6～7次重复，4～8株小区，4 cm×2 m造林密度。各点统一用前5次重复4株小区的8年生数据进行统计分析。

3块试验林不仅地理空间跨距大，而且立地条件相差甚多。原阳地处黄河中下游灌区，土质沙壤，肥力中等，适宜刺槐生长；漳河点位于黑龙港中上游漳河故道，土壤质地粉沙，肥力差，无灌水条件；磴口在黄河河套灌区的腾格里沙漠东缘，沙漠土，有零星刺槐生长，是引种的边缘区。3处的造林成活率无显著差异，林地保存率在94.2％～97.0％。磴口试验林在造林前2年曾受早霜轻度冻害，次生种源间无显著差异。

3．统计分析

(1) 分析模型　i个次生种源($i=1,2,\cdots,p=9$)在j个地点($j=1,2,\cdots,b=3$)第K个重复($k=1,2,\cdots,r=5$)的观测值x_{ijk}。由样本估计时模型为：

$$x_{ijk}=\bar{x}_{\cdots}+\hat{\alpha}_i+\hat{\beta}_j+(\widehat{\alpha\beta})_{ij}+\hat{\rho}_{jk}+e_{ijk} \qquad (1)$$

本试验次生种源是根据历史来源和现实栽培区选定，试验地点是依据现有条件确定的，目的是判别次生种源差异以及为不同生境选择适宜次生种源，故因素P、B的效应都属于固定模型。为了估算选种材料的推广增益，还可采用随机模型估算遗传参数。

(2) 参数估算　采用顾万春等的种源育种值(Z)、收缩系数(C)、重复率(R)的计算式[1]；Becher的遗传力(h_B^2)计算式[4]。

(3) $G\times E$互作分析　移植莫惠栋的农作物多点试验$G\times E$互作分析公式[2]。互作效应方差${}_i\hat{x}_{PB}^2$及其变异系数${}_iCV_{PB}$，反映种源对地点的适应性；互作效应方差${}_j\hat{x}_{PB}$及其相对变异${}_jCV_{PB}$反映地点对于种源的适应性。在实际分析中，由于随机误差，$\hat{x}_{PB}$可能出现负值，应视为等价于零，此时互作效应方差和随机误差同义。

二、结果分析

（一）次生种源间主要经济性状存在着真实遗传差异

次生种源间苗高差异极显著，相对极差28.3％，重复率0.81，遗传力0.62。地径差异不显著。表1列出苗高的 LSR 检验结果，天水与漳河的显著优于其它次生种源。3块试验林苗高与8年生树高生长量相关程度表现复杂，平均秩次相关系数0.801，漳河点0.567，原阳点0.883，磴口点0.750。以上表明苗期影响8年生树生长量，其相关程度因地而异，这种不稳定性有待 $G\times E$ 互作分析作出解释。

8年生时，次生种源在3块试验地的树高、胸径和材积都表现出统计学差异，其均值：原阳点9.12 m、10.50 cm和29.90 dm^3；漳河点5.88 m、6.98 cm和8.56 dm^3；磴口点5.95 m、7.23 cm和9.27 dm^3。3点的平均高径比与高冠比分别为86.9与2.44、84.2与2.23、82.3与1.86。表2列出了采用固定模型分析时树高与单株材积在次生种源、地点，$G\times E$ 等变因差异都极显著（$\alpha=0.01$），而采用随机模型时，材积仅在种源间差异下降时显著（$\alpha=0.05$）。未列入表2的胸径差异显著（$F=2.875^*$），冠幅差异接近于显著（$F=2.017$）。说明刺槐次生种源间存在真实遗传差异。该结论从表3次生种源材积效应值（$\hat{\alpha}_i$）的 LSD 检验和多点试验估算的较高重复率与遗传力得到证实。

表2　次生种源×地点的树高与材积的方差分析和（期望均方）方差分量

性状			树高 H					材积 $V_{单}$				
变因与参数		df	MS	固定模型 F	固定模型方差分量	随机模型 F	随机模型方差分量	MS	固定模型 F	固定模型方差分量	随机模型 F	随机模型方差分量
变异来源	区组 R	12	0.856 6	3.715**		3.715**		72.352	2.480**		2.480**	
	地点 B	2	118.758 2	818.552**		334.796**		6 719.958	230.341**		74.740**	
	次生种源 P	8	2.197 5	9.529**	0.131 13	3.898**	0.108 91	233.893	8.017**	13.647 9	2.592*	9.577 1
	$P\times B$	16	0.563 8	2.445**	0.066 64	2.445**	0.066 64	90.236	3.093**	12.211 4	3.093**	12.211 4
	E	96	0.230 6		0.230 60		0.230 60	29.174		29.174 0		29.174 0
遗传参数	重复率 R			0.895		0.743			0.875		0.614	
	遗传力 h_B^2			0.777		0.743			0.695		0.614	

注：方差分量根据两种模型期望均方计算。

（二）G×E互作分析

用直接反映收获量的单株材积作分析，次生种源×地点互作方差分量12.211 4，略低于次生种源固定模型方差分量13.647 9，高于次生种源随机模型的方差分量9.577 1。表明地点使所有次生种源产生明显的增产效应，次生种源间存在生长量的显著差异，其增、减产程度伴随地点有交互作用。致此，利用（1）式的固定效应变异分析 $\hat{\alpha}_i$、$\hat{\beta}_j$ 和 $(\widehat{\alpha\beta})_{ij}$ 的量值列为表3。

地点主效 $\hat{\beta}_j$ 值最大，原阳为13.99，磴口为－6.64，漳河－7.35。地点主效的 $LSD_{0.01}=2.99$，原阳与其他两地点间差异极显著。表明在大范围地域差试验林中，试验地点变因包括地域、立地与管理措施三重变异，差异值往往大于处理间差异。表3 $\hat{\alpha}_i$ 值以天水与盖县最

表 3　　$\hat{\alpha}_i$、$\hat{\beta}_j$和$(\widehat{\alpha\beta})_{ij}$的值　　（单株材积：$dm^3$）

P	B　$(\widehat{\alpha\beta})_{ij}$			$\hat{\alpha}_i$	$\hat{\alpha}_i$, $\hat{\beta}_j$, $(\widehat{\alpha\beta})_{ij}$的 LSD_α检验值
	原 阳 B_1	磁 口 B_2	漳 河 B_3		
天水C_{08}	4.66	−3.06	−1.61	5.81	地点 $LSD_{0.01}=$
盖县C_{05}	1.58	−1.44	−0.14	5.68	$t_{0.01}\sqrt{\frac{2Se^2}{rp}}=2.99$
阜宁C_{01}	7.46	−3.54	−3.92	2.52	
磁县C_{03}	−0.71	−0.76	1.48	0.33	种源 $LSD_{0.05}=$
漳河C_{09}	1.19	−0.55	−0.64	−0.51	$t_{0.05}\sqrt{\frac{2Se^2}{rb}}=3.90$
胶县C_{02}	−3.23	1.64	1.59	−2.17	
正定C_{04}	−1.56	2.38	−0.83	−3.28	种源×地点 $LSD_{0.05}=$
寿阳C_{06}	−4.92	2.32	2.61	−3.75	$t_{0.05}\sqrt{\frac{2Se^2}{r}}=6.76$
洪洞C_{07}	−4.48	2.02	2.46	−4.65	
$\hat{\beta}_j$	13.99	−6.64	−7.35	$\bar{x}_{..}=15.91$	

注：种源主效$\hat{\alpha}_i$是种源对地点的平均生产率效应值，地点主效β_j是地点对种源平均生产率效应值，也是刺槐在广域生境条件下生产率的梯度极差值；$(\widehat{\alpha\beta})_{ij}$是$G\times E$交互作用效应值。

高，除了与阜宁的差异不显著外，与其它 6 个次生种源差异显著；而以寿阳和洪洞次生种源主效最低。若 $G\times E$ 互作不存在，可根据次生种源与地点的组合值直接评判。因本试验$G\times E$互作差异极显著，所以需要进行 $(\widehat{\alpha\beta})_{ij}$ 互作效应值分析。

$(\widehat{\alpha\beta})_{ij}$ 表示 i 次生种源在 j 地点的平均产量与由$(\bar{x}_{...}+\hat{\alpha}_{i..}+\hat{\beta}_{.j.})$估计的差额，即 $P\times B$ 的互作效应，或是描述次生种源与地点特定适合效应。在$(\widehat{\alpha\beta})_{ij}$值中，$C_{01}B_1$ 最高为7.46，$C_{08}B_1$4.66次之，$C_{06}B_1$、$C_{07}B_1$ 和 $C_{01}B_2$ 最低。通过 $(\widehat{\alpha\beta})_{ij}$ 的 $LSD_{0.05}$ 检验，可具体判别 $G\times E$ 的差异程度，进而解释种源与地点不同组合的产量差异原因。

（三）次生种源选择与生产力和适应性评价

通过以上分析，可依据 $\hat{\alpha}_i$ 与$(\widehat{\alpha\beta})_{ij}$ 进行选择和评价，具体标准是：①反映次生种源生产力即主效 $\hat{\alpha}_i$ 值大，互作效应$(\widehat{\alpha\beta})_{ij}$ 值小即适应广的为“广适型”优良次生种源。盖县与天水两个次生种源属于这一类(表 4)。② $\hat{\alpha}_i$ 值大或较大，而$(\widehat{\alpha\beta})_{ij}$ 值也大，属于“特定适应型”优良次生种源；阜宁次生种源 $\hat{\alpha}_i$ 值排位第 3，在原阳点的$(\widehat{\alpha\beta})_{ij}$ 值最高，是在该特定条件下具有高生产力的次生种源。③次生种源对地点的适应性即稳定性，进一步用互作效应方差 χ_{PB}^2及其相对变异 CV_{PB} 来量定。凡方差大及相对变异大的，适应范围较窄，稳产性较差；反之适应范围较广，稳产性强。有关试验地点的生产力和适应性评价方法可类推。

经选择评价，在 3 处试验点及其相应的刺槐栽培区选出了优良次生种源(表 4)。被选出的优良次生种源的增益分析，采用两个对照：CK_1 是指中选后剩余次生种源的均值，代表华北地区刺槐平均生长表现；CK_2 为全部次生种源的均值，代表刺槐栽培全境的生长表现。$_1BG$ 为种源育种增益值；$_2\Delta G$ 是依据随机模型估算遗传力(重复率)计算的推广增益。表 5 看到中原、华北和西北河套灌区推广的优良次生种源，8 年生材积增益分别为 13.0%～25.0 %，11.7%～22.2 %和18.5%～29.9 %。

表 4　次生种源和试验地点的生产力与适应性评价

项目		生产力(丰产性) 平均产量 (dm³/株)	主效 $\hat{\alpha}_i$	适应性(稳产性) 次生种源×地点互作 $_i\chi_{PB}^2$	$_iCV_{PB}$ (%)	据($\hat{\alpha}_i$)高低及$_i\chi_{PB}^2$与$_iCV_{PB}$大小，对参试的次生种源评价 生产力	互作效应	评语
次生种源 P_i	天水	21.72	5.81	11.650	21.45	高	较大	优良，注意在局部地方适应性，拟选择
	盖县	21.59	5.68	-2.891	0	高	小	优良，是广适型优良次生种源，拟选择
	阜宁	18.43	2.52	36.588	38.01	较高	大	局部优良，拟有限选择
	磁县	16.24	0.33	-3.550	0	中等	小	拟观察或淘汰
	漳河	15.40	-0.51	-4.122	0	中等	小	拟观察或淘汰
	胶县	13.74	-2.17	2.639	10.21	较低	较小	拟观察或淘汰
	正定	12.63	-3.28	-0.793	0	低	小	拟淘汰
	寿阳	12.16	-3.75	13.014	22.67	低	较大	拟淘汰
	洪洞	11.26	-4.65	9.915	19.79	低	较大	拟淘汰

		平均产量 (dm³/株)	主效 $\hat{\beta}_j$	地点×次生种源互作 $_j\chi_{PB}^2$	$_jCV_{PB}$ (%)	对试验地点评价 试验效率高低 主效	相对变异	试验效率	选择的优良次生种源
地点 B_j	原阳	29.90	13.99	13.476	23.07	大	较大	高	天水、阜宁、盖县
	磁县	9.27	-6.64	1.443	7.55	小	小	较低	盖县、天水
	漳河	8.56	-7.35	0.692	5.23	小	小	低	盖县、天水

表 5　次生种源选择的增益估算

试验地点	选择的优良次生种源	拟推广的地区	育种中选差 BD 树高 (m)	胸径 (cm)	材积/株 (dm³)	种源育种增益 $_{\mathrm{I}}BG$ dm³/株	(%)	推广增益 $_{\mathrm{II}}\Delta G$ dm³/株	(%)
河南省原阳	天水 阜宁 盖县	中原及黄淮中下游	0.72～0.56	0.98～0.72	12.22～6.35	10.69～5.56	35.6～18.5	7.50～3.90	25.0～13.0
河北省磁县	盖县 天水	华北(海河中上游)	0.46～0.36	0.54～0.42	3.10～1.63	2.71～1.42	31.7～16.7	1.90～1.00	22.2～11.7
内蒙古自治区磴口	盖县 天水	西北黄河渠区	0.68～0.53	0.86～0.67	4.56～2.80	3.99～2.45	43.0～26.4	2.79～1.72	29.9～18.5

注：表中的增益值中，上限是与CK_1的比较，下限是与CK_2的比较。

三、结论与讨论

1．试验首次证明刺槐次生种源主要经济性状存在真实遗传差异。根据EMS固定模型的次生种源主效$\hat{\alpha}_i$、地点主效$\hat{\beta}_j$和互作效应$(\widehat{\alpha\beta})_{ij}$的分析，能够定量描述次生种源差异和$G\times E$互作程度，依据生产力和适应性评价，因地制宜地选择优良次生种源。

2．互作效应方差χ_{PB}^2及相对变异CV_{PB}，用于评价种源对地点、地点对种源的适应性，能够很好地反映稳产性能。采用有关$\hat{\alpha}_i$、$\hat{\beta}_j$、$(\widehat{\alpha\beta})_{ij}$、$\chi_{PB}^2$和$CV_{PB}$的配套分析方法，比

Wricke，G 提出的生态价(E_i)方法具有优越性[3,4]。

3．遗传力和重复率估算方法在于对试验的理解。固定模型适合于本试验的 F 检验。为了提高良种推广的安全性，使用随机模型估算遗传参数，计算推广增益。若用固定模型计算种源育种增益，可用推广收缩系数(C_g)收缩，得值为推广增益。

$$C_g = MS_P - MS_{P\times B}/MS_P - MS_e \qquad (2)$$

4．中选的 3 个优良次生种源，除阜宁的原始来源不详外，天水和盖县是已知的最初引种地点。漳河优良林分未表现出生长优势。

参 考 文 献

[1] 顾万春等，1987，白榆种源与家系的选种研究，林业科学，(23) 4：415～424。

[2] 莫惠栋，1984，农业试验统计，上海科学技术出版社，196～278。

[3] Kumg, F. H., 1981, Proceedings of the Btn Lake States Forest Tree Improvement Conference, 13: 136～146.

[4] Becker, W. A., 1975, Manual of quantitative genetics, Published and Distributed by Students Book Corporation, Washington, U. S. A., 41～73.

GENETIC DIFFERENCE AND SELECTION EVALUATION OF SECONDARY PROVENANCE OF *ROBINIA PSEUDOACACIA*

Gu Wanchun　　Wang Quanyuan　　Zhan Yingtuo

(The Research Institute of Forestry CAF)　　*(Zhanghe Forest Farm, Hebei Province)*

Zhou Zhihe　　Liu Dean

(Yuanyan Forest Farm, Henan Province)　　*(Deng-kou Experimental Bureau CAF)*

Abstract Planting tests of 9 secondary provenances of *Robinia pseudoacacia* have been conducted in Yuanyan County, Henan Province, Ci County, Hebei Province and Dengkou Experimental Bureau CAF for 8 years. The results show that there are genetic differences among the 9 secondary provenances. Data of x_{ijk} are used to conduct a linear model analysis and a comparison of $\hat{\alpha}_i$, $\hat{\beta}_j$ and $(\widehat{\alpha\beta})_{ij}$ is made to analyze $G\times E$ and evaluate the productivity. Provenance adaptability is evaluated by means of χ^2_{PB} and CV_{PB}. Volume gains of the selected superior secondary provenances in Central plains, North China and Hetao Area are over 13.0%, 11.7% and 18.5% respectively.

Key words *Robinia pseudoacacia*; secondary provenance; genetic difference; $G\times E$