

湿地松高产脂家系产脂量和生长量的遗传力估算及协方差分析

张建忠¹, 沈凤强¹, 姜景民², 栾启福², 杨全琮¹, 徐永勤¹, 刘昭息²

(1. 浙江省杭州市余杭区长乐林场, 浙江 杭州 311123; 2. 中国林业科学研究院亚热带林业研究所, 浙江 富阳 311400)

摘要: 以现实产脂量而不是产脂力为研究对象, 利用包括对照在内的 17 个湿地松 *Pinus elliottii* 高产脂半同胞家系 15 ~ 16 年生时 2 a 的单株测定结果和 SAS 程序包中非平衡数据分析方法 (REML) 对实际产脂量和生长量的家系和单株遗传力进行了估算, 并利用协方差分析了产脂量和生长量的方差效应、产脂量和生长量间的相关性及产脂量的年度相关。结果表明: 2007 年和 2008 年全年产脂量的家系遗传力分别为 0.674 8 和 0.693 0, 单株遗传力分别是 0.367 8 和 0.416 2; 材积的家系遗传力和单株遗传力分别为 0.881 0 和 0.682 6, 均处于较高水平。树高和胸径的相关系数 R^2 为 0.763 8, 相关极显著, 且区组、家系以及单株的变差都达到了显著水平; 2007 年产脂量和 2008 年产脂量相关系数 R^2 为 0.696 9, 相关极显著 ($P_i > F < 0.001$), 其中家系对产脂量的影响达到极显著水平 (0.005 1), 而区组和单株对产脂量的影响均不显著; 所有生长量指标和产脂量指标之间的回归均达到极显著水平, 相关系数 (R^2) 为 0.434 1 ~ 0.543 4。Duncan 多重比较显示产脂量高、生长量也相对较高的家系为 212, 202, 201 和 219。在高产脂遗传材料选择时应综合考虑实际产脂量和生长量指标进行选择。表 8 参 14

关键词: 林木育种学; 湿地松; 产脂量; 生长量; 遗传力; 协方差

中图分类号: S722.3

文献标志码: A

文章编号: 1000-5692(2010)03-0367-07

Heritability estimates for real resin capacity and growth traits in high-gum-yielding slash pine

ZHANG Jian-zhong¹, SHEN Feng-qiang¹, JIANG Jing-min², LUAN Qi-fu²,
YANG Quan-cong¹, XU Yong-qin¹, LIU Zhao-xi²

(1. Changle Forest Farm of Yuhang District, Hangzhou 311123, Zhejiang, China; 2. Research Institute of Subtropical Forestry, The Chinese Academy of Forestry, Fuyang 311400, Zhejiang, China)

Abstract: Resin is important industrial material, while real resin capacity (resin yielded by individual tree) was depended on both basic resin yield capacity and individual growth. There were few researches on the two factors. Real resin yields and growth traits (height, DBH, and volume) of 16 high-gum-yielding slash pine half-sib families introduced from America and a control (general families of slash pine improved for timber volume) were measured twice in two years of 2007 and 2008. Variance components estimated by SAS (V8.01 release) VARCOMP Procedure with the restricted maximum likelihood (REML) method for unbalanced individual data were used to estimate the heritability. Family mean heritability for resin production of 2007 and 2008 was 0.674 8 and 0.693 0, respectively; whereas single-tree heritability for resin yield was 0.367 8 and 0.416 2, respectively. Log volume had a family mean heritability of 0.881 0 and single-tree heritability of 0.682 6. There were highly significant ($P < 0.001$) correlations between tree height and DBH ($R^2 = 0.763 8$) and the correlation between resin yields in 2007 and 2008 ($R^2 = 0.696 9$)

收稿日期: 2009-04-13; 修回日期: 2009-06-16

基金项目: “十一五”国家科技支撑计划项目 (2006BAD01A1405); 浙江省科技计划项目 (2006C12059-3)

作者简介: 张建忠, 高级工程师, 从事林木良种选育等研究。E-mail: jianzhong_zhang@163.com。通信作者: 栾启福, 助理研究员, 博士, 从事林木遗传育种等研究。E-mail: luanqifu@hotmail.com

was highly significant ($P < 0.001$), too. Correlations for resin yields and each growth trait (height, DBH, and volume) were significant ($P < 0.05$). The analysis of variance revealed that family effects of growth traits and resin yields were all significant ($P < 0.05$), which means the selection of high-gum-yielding and high-volume-harvesting family was effective, thus four families with high gum and volume were selected according to Duncan's contrast. This study showed that basic resin yield capacity and amount of growth were both the important factors for selection of high-gum-yielding slash pines, and the two factors have significant correlation and high heritability. [Ch, 8 tab. 14 ref.]

Key words: forest tree breeding; *Pinus elliottii*; resin capacity; growth; heritability; covariance

湿地松 *Pinus elliottii* 原产于北美东南部, 是美国主要造林树种, 具有生长快, 适应性强, 产脂量高和纤维长等特点, 被广泛用于造纸、木材加工和林化工业等方面。中国早在 20 世纪 30 年代开始引种, 70 年代开始大量推广, 目前已经成为中国南方低山丘陵主要造林树种之一^[1]。松脂长期以来作为湿地松的重要林副产品给林农带来了丰厚的经济回报, 引发了国内对高产脂湿地松遗传资源的引进和选育的热情^[2-6]。产脂力的分析和测定工作是进行高产脂品系选育的重要基础性工作, 因此, 国内近年来在湿地松、马尾松 *Pinus massoniana*^[7]和思茅松 *Pinus kesiya* var. *langbianensis*^[8]等主要采脂树种上开展了产脂力的遗传测定和相关因子分析工作, 然而由于产脂力体现的是单位树体生产松脂的能力, 忽略了生长量大小等因素造成的实际产脂量的差异, 导致产脂力和生长量之间的相关性不明显或失去实用价值, 这是因为一个产脂力很高的遗传材料, 如果生长量太小, 产脂量依然较低, 导致高产脂力低产脂量的结果。庄伟瑛等^[5]利用湿地松实际产脂量作为研究指标选择高产脂湿地松取得较好的结果, 并显示材积和产脂量之间具有显著相关性, 在生产上具有很大的指导意义。然而由于试验材料、研究目的和分析方法的不同, 国内至今尚缺乏对湿地松高产脂家系产脂量的单株遗传力分析和产脂量的年度间的相关性分析, 也缺乏产脂量和生长量之间严格的统计分析研究。本研究利用包括对照在内的 17 个湿地松高产脂半同胞家系 15 ~ 16 年生时 2 a 的单株测定结果和 SAS 程序包中非平衡数据分析方法对实际产脂量和生长量的家系和单株遗传力进行了估算, 并利用协方差分析了产脂量和生长量的方差效应、产脂量和生长量之间的相关性和产脂量的年度相关。本研究为湿地松高产脂家系的选育提供实践上可靠的数据, 并试图从子代中选出生长好, 产脂量高的优良家系或个体, 作为高产脂种子园的母树材料。

1 材料和方法

1.1 田间试验设计及试验材料

试验地设在杭州市余杭区长乐林场, 30°27'N, 119°48'E, 地处中亚热带北缘, 海拔为 100 ~ 200 m, 最高 790 m, 属低丘缓坡, 年平均气温为 16.1 °C, 年降水量 1 399 mm, 雨水充沛, 气候宜人。土壤以红壤为主, pH 5.5 左右, 厚度为 30 ~ 100 cm。

试验材料为美国湿地松高产脂种子园中 14 株(编号为 201, 202, 204, 206, 208 ~ 216, 219)优树自由授粉种子和美国湿地松高世代种子园中 2 株(编号为 249 和 250)优树自由授粉种子^[2], 并以广东台山湿地松种子园优良家系作为对照, 共营建了包含 17 个半同胞家系的子代测定试验林。试验采用随机区组设计, 6 株单行小区, 7 次重复。各个重复的四周以本地种子园湿地松作保护行, 第一小区的第 1 株前立固定水泥桩作标志。试验于 1994 年春季造林, 株行距为 2.5 m × 3.0 m, 初植密度为 1 300 株·hm⁻²。造林后前 3 a 进行 2 次·a⁻¹ 中耕除草抚育, 后 3 a 进行劈草抚育 1 次·a⁻¹。12 年生进行过 1 次抚育间伐, 限度约在 15% 左右, 将生长差的低劣木去除, 现保留 1 140 株·hm⁻²。

1.2 数据测定及统计方法

2007 年 3 月对试验区进行了每木调查, 调查数据包括树高(H)和胸径(D); 2007 年 5 月开始割脂, 共采集 2 a(2007 年和 2008 年), 割脂按照生产上的采脂规程, 采用下降法“V”字型开采, 负荷率约为 45%^[6], 计量单株 7 月和 10 月产脂量以及这 2 个月份产脂总量作为年产脂量, 其中 7 月和

10 月采脂时 3 d 割 1 刀·树⁻¹, 分单株收集松脂, 月底统一计量单株的月产脂量。树高、胸径以及材积作为生长量指标; 产脂量指标以实收松脂的质量(kg)为准, 包括 2007 年和 2008 年 7 月产脂量、10 月产脂量及年产脂量。

材积计算利用近似公式 $V = 0.375 \times H \times D^2$ 计算得到, 所有统计均采用单株数据, 其中估算家系遗传力和单株遗传力方差分析见表 1。表 1 缺株估算期望均方时小区株数是一个非整数的调和平均数(n_h), 利用 SAS 软件包(V 8.01, SASinstituteInc, 1999) 中的VARCOMP 过程和限制性最大似然法(REML)对不平衡数据进行方差成分的无偏估算, 利用 TYPE I 类方差进行平方和计算。MODEL 方程采用混合(fix1)模型^[9-10]。

据此估算家系遗传力(h_F^2)和单株遗传力(h_S^2)如下:

$$h_F^2 = \frac{\sigma_F^2}{\frac{\sigma_E^2}{n_h b} + \frac{\sigma_{FB}^2}{b} + \sigma_F^2}; \quad h_S^2 = \frac{4\sigma_F^2}{\sigma_E^2 + \sigma_{FB}^2 + \sigma_F^2}。$$

协方差分析采用一般线性模型(GLM)过程, 该过程同样可以处理缺株时的不平衡数据, 相应分析表从略。

2 结果与分析

2.1 生长和产脂量性状的遗传力估算

对 15 年生(包括苗期 1 a, 1993 - 2007 年)高产脂家系(包括对照)的树高、胸径、材积和 2007 年和 2008 年 7 月产脂量、10 月产脂量和全年产脂量进行了遗传力估算, 其中 2007 年产脂量方差成分分析结果见表 2。

表 2 显示共有 375 个单株(缺株总数为: $17 \times 7 \times 6 - 375 = 213$)产脂量数据参与了分析, 家系间 $n_h b$ 值为 21.838, 则调和的 n_h 值为 $21.838 \div 7 = 3.120$ 而不是

整数的 $n = 6$, 这为家系遗传力的无偏估算提供了基础。由此也可以看出如果缺株时依然用小区株数 6 估算家系遗传力则显然有所放大。而单株遗传力的估算如果没有用单株数据估算方差成分显然是不合理的。表 2 还可以看出家系均方(1.35)所占比例最大, 家系×区组的均方成分和个体误差相等, 区组均方最小, 说明家系效应对产脂量影响最大, 个体和互作效应次之, 区组效应对产脂量影响最小。其余树高、胸径和产脂量等性状的方差分析具体过程略, 各性状的区组、家系等均方成分在本文后面的协方差分析论述, 将 REML 法估计的期望均方值和 TYPE1 法计算的 $n_h \times b$ 结果汇总列入表 3, 并根据遗传力公式计算家系遗传力和单株遗传力。由于产脂量数据比生长量数据缺株要多, 故其对应的 n_h 值也不一样。

表 3 显示, 胸径和材积的家系遗传力接近 0.900 0, 分别为 0.860 1 和 0.881 0, 树高的家系遗传力也接近 0.800 0, 为 0.795 7, 单株遗传力占家系遗传力的一半以上, 说明所涉及的 3 个生长量均受较高遗传效应控制, 可进行有效的选择。

产脂量的遗传分析显示, 2007 年和 2008 年全年产脂量的家系遗传力分别为 0.674 8 和 0.693 0,

表 1 单点试验以单株观测值(有缺株)为计算单位的方差分析

Table 1 ANOVA for individual tree data in one site

变异来源	自由度	平方和	均方	期望均方(混合模型)
区组间	$b-1$	SS_B	MS_B	
家系间	$f-1$	SS_F	MS_F	$\sigma_E^2 + n_h \sigma_{FB}^2 + n_h b \sigma_F^2$
家系 × 区组	$(f-1)(b-1)$	SS_{FB}	MS_{FB}	$\sigma_E^2 + n_h \sigma_{FB}^2$
误差(个体间)	$bf(n-1)$	SS_E	MS_E	σ_E^2
总计	$bf n-1$	SS_T		

表 2 2007 年产脂量的方差分析

Table 2 Variance of resin-production in 2007

变异来源	自由度	平方和	均方	期望均方(混合模型)
区组间	6	1.89	0.31	$\sigma_E^2 + 3.6514 \sigma_{FB}^2 + 0.4487 \sigma_F^2 + Q(\text{block})$
家系间	16	21.60	1.35	$\sigma_E^2 + 3.5322 \sigma_{FB}^2 + 21.838 \sigma_F^2$
家系 × 区组	96	38.43	0.40	$\sigma_E^2 + 3.0509 \sigma_{FB}^2$
误差(个体间)	256	101.15	0.40	σ_E^2
总计	374	163.06		

较为接近,单株遗传力分别是 0.367 8 和 0.416 2, 差异相对较大, 说明年度产脂量的家系遗传性状较为稳定, 而单株产脂量的遗传差异相对较大, 但总体来说产脂量的遗传力相对稳定, 2 a 遗传力的估算中家系遗传力相差仅 0.018 2, 为其平均数的 2.66%, 而单株遗传力的差异为其平均数的 12.35%。对于单月产脂量来说, 2007 年 7 月和 2008 年 7 月产脂量的家系遗传力和单株遗传力都比较接近, 且相对年产脂量的遗传力为高; 而 10 月产脂量的遗传力变化较大, 可能与试验区域 10 月份较低的气温等环境因素有关, 不适宜作为产脂量遗传评价的时期。

表 3 的期望均方值还反映了不同性状的家系效应、家系 × 区组效应以及机误(个体效应)等, 显然在期望均方中各性状的家系效应 σ_F^2 要大于家系 × 区组互作效应 σ_{FB}^2 。

表 3 生长和产脂性状的遗传力估算

Table 3 Estimates of heritability for growth and oleoresin traits

性状	<i>b</i>	$n_b \times b$	σ_F^2	σ_{FB}^2	σ_E^2	家系遗传力 h_F^2	单株遗传力 h_S^2
树高 <i>H</i> /m	7	36.712	0.246 05	0.071 62	1.943 66	0.795 7	0.435 2
胸径 <i>D</i> /cm	7	36.712	1.593 72	0.100 60	8.990 12	0.860 1	0.596 7
材积 <i>V</i> /dm ³	7	36.712	417.213 80	9.702 04	2 018.000 00	0.881 0	0.682 6
2007 年 7 月产脂量/kg	7	21.781	0.016 01	0.001 68	0.098 73	0.770 3	0.550 1
2007 年 10 月产脂量/kg	7	21.783	0.006 29	0.002 73	0.125 91	0.504 8	0.186 5
2007 年全年产脂量/kg	7	21.838	0.040 28	0.012 34	0.385 42	0.674 8	0.367 8
2008 年 7 月产脂量/kg	7	19.939	0.016 21	0.002 72	0.100 14	0.749 7	0.544 6
2008 年 10 月产脂量/kg	7	19.754	0.018 61	0.007 26	0.207 65	0.617 1	0.318 8
2008 年全年产脂量/kg	7	19.939	0.065 66	0.007 97	0.557 34	0.693 0	0.416 2

2.2 产脂量和生长量的协方差分析

2.2.1 树高和胸径的协方差分析 由于材积和树高与胸径存在方程关系($V = 0.375 \times H \times D^2$), 其相互关系明显, 因此, 只分析了树高和胸径的协方差(表 4)。分析显示树高和胸径相关系数 R^2 为 0.763 8, 从表 4 也可以看出相关极其显著, F 值高达 1 200.09。区组、家系以及单株的变差都达到了显著水平, 只是均方差异较大。家系 × 区组、单株 × 区组的互作效应均不显著, 所以没有列出。

2.2.2 2 a 产脂量的协方差分析 根据遗传力估算结果, 年产脂量之间遗传力相对稳定, 所以仅对 2007 年和 2008 年全年产脂量进行协方差分析, 以进一步分析其相关显著性。分析显示了 2007 年产脂量和 2008 年产脂量相关系数 R^2 为 0.696 9, 回归分析(表 5)也证明其相关极其显著($P_i > F < 0.001$)。表 5 还显示家系对产脂量的影响达到极显著水平(0.005 1), 而区组和单株影响均不显著。说明这批材料以家系为单位选择高产脂材料潜力较大, 当然单株也有差异, 优良家系中优良单株作为育种材料可能会得到更大的遗传增益。

表 4 树高与胸径的协方差分析

Table 4 Covariance of tree height and DBH

变差来源	自由度	平方和	均方	F 值	$P_i > F$
模型 *	28	1 249.19	44.61	68.83	<0.001
回归(DBH)/cm	1	777.92	777.92	1 200.09	<0.001
区组	6	170.44	28.41	43.82	<0.001
家系	16	24.27	1.52	2.34	0.002 30
单株	5	6.02	1.20	1.86	0.009 97
剩余	596	386.34	0.68		

说明: * 模型的显著性检验是(协)方差分析的前提, 只有模型检验达到显著水平才可以进行以下的分析。

表 5 年产脂量间的协方差分析

Table 5 Covariance of resin-production of two years

变差来源	自由度	平方和	均方	F 值	$P_i > F$
模型 *	28	100.98	3.61	24.88	<0.001
回归(产脂)/kg	1	66.40	66.40	458.12	<0.001
区组	6	1.59	0.26	1.82	0.093 9
家系	16	5.13	0.32	2.21	0.005 1
单株	5	0.75	0.15	1.04	0.394 2
剩余	345	380 098.54	1 101.73		

说明: * 模型的显著性检验是(协)方差分析的前提, 只有模型检验达到显著水平才可以进行以下的分析。

2.2.3 产脂量和生长量之间的协方差分析 首先对材积和年产脂量作协方差分析如下(表 6)。表 6 显示 2007 年产脂量和材积之间相关也极其显著(R^2 为 0.523 4), 分析还显示区组 and 家系对产脂量的影响均达到极显著水平, 而单株影响不显著。为便于比较, 将生长量(包括表 6 内容)和产脂量之间的协方差分析汇总成表 7。由表 7 可以看出, 所有生长量和产脂量之间的回归均达到极显著水平, 回归相关系数(R^2)为 0.434 1 ~ 0.543 4。协方差分析还显示区组效应和家系效应对产脂量均有显著的影响, 而单株效应不显著。

表 6 2007 年产脂量和材积的协方差分析

变差来源	自由度	平方和	均方	F 值	$P_i > F$
模型 *	28	417 428.26	14 908.15	13.53	<0.001
回归(材积)/dm ³	1	204 960.47	204 960.47	186.03	<0.001
区组	6	80 835.61	13 472.60	12.23	<0.001
家系	16	188 719.10	11 794.94	10.71	<0.001
单株	5	5 653.68	1 130.74	1.03	0.401 9
剩余	303	43.92	0.14		

说明: * 模型的显著性检验是(协)方差分析的前提, 只有模型检验达到显著水平才可以进行以下的分析。

表 7 生长量和产脂量之间的协方差分析汇总

Table 7 List of covariance of resin-production and growth traits

协方差组成	相关系数 R^2	回归均方	区组均方	家系均方	单株均方
材积和 2007 年产脂量	0.523 4	204 960.47**	13 472.60**	11 794.94**	1 130.74 NS
材积和 2007 年 7 月产脂量	0.434 1	133 512.43**	14 904.13**	12 439.11**	1 995.43 NS
材积和 2008 年产脂量	0.543 4	196 824.66**	7 849.85**	9 037.54**	1 216.32 NS
材积和 2008 年 7 月产脂量	0.474 1	150 479.90**	10 213.13**	9 811.88**	1 936.41 NS
树高和 2007 年产脂量	0.515 7	124.26**	31.26**	5.88**	1.03 NS
树高和 2008 年产脂量	0.466 9	83.85**	15.96**	4.08**	1.31 NS
胸径和 2007 年产脂量	0.480 4	654.52**	34.91**	36.54**	3.67 NS
胸径和 2008 年产脂量	0.519 5	593.51**	19.71**	25.99**	4.53 NS

说明: ** 为效应显著($\alpha = 0.01$); NS 为效应不显著($P > \alpha = 0.05$)。

2.3 产脂量的现实增益及高产脂家系的选择

由以上分析可以得知, 不同家系之间的产脂量和生长量之间差异达到极显著水平, 将 17 个家系 2007 年和 2008 年产脂量平均值及其树高、胸径和材积做 Duncan 多重比较, 并计算产脂量相对于对照的现实增益, 以选择产脂和生长均较好的优良家系(表 8)。表 8 显示, 16 个高产脂家系产脂量均比对照要高, 其中与对照差异达显著水平($P < 0.05$)的家系有 7 个, 现实增益达 24.94% ~ 52.05%。

树高、胸径和材积等 3 个生长量与对照相比, 除了家系 250 比对照略高以外, 其余所有家系均比对照低, 反映了产脂量与生长量在家系中的差异。在产脂量和生长量(以材积为指标)均居前 7 位的家系中进行综合选择, 仍然有部分家系入选, 这些家系依次为 212, 202, 201 和 219, 这 4 个家系产脂量高、生长量也相对较高, 可以作为材脂两用品系, 或者说可以在不降低后代材积遗传增益的前提下能够获得较高的产脂量增益。

3 小结和讨论

林业试验中缺株是经常发生的情况, 采用简单的小区平均数计算遗传参数及相关参数会导致较大的误差, 还不能准确估算单株遗传力。SAS 程序包中的 VARCOMP 与 GLM 过程是处理缺株数据的有效工具, 而研究证明以 REML 方法估算严重缺株数据的方差成分计算遗传力是最佳的方法^[9-10, 12-14], 值得在林业试验中推广。

本研究利用包括对照在内的 17 个湿地松高产脂半同胞家系 15 ~ 16 年生的 2 a 单株测定结果和 SAS 程序包中非平衡数据分析方法对产脂量和生长量的家系和单株遗传力进行了估算, 并利用协方差分析了产脂和生长量的方差效应、产脂量和生长量之间的相关性和产脂量的年度相关, 结果显示产脂

表8 生长量和产脂量的多重比较

Table 8 Multiple comparison of growth and resin production

家系号	产脂量/kg	5%显著性	增益/%	家系号	树高/m	5%显著性	家系号	胸径/cm	5%显著性	家系号	材积/m ³	5%显著性
201	2.412	a	52.05	250	11.064	a	250	18.6	a	250	0.145 86	a
202	2.394	a	50.88	对照	10.873	ab	对照	17.7	a	对照	0.129 14	a
212	2.348	a	48.00	202	10.364	abc	212	16.2	b	212	0.101 14	b
213	2.319	a	46.15	249	10.263	bcd	201	15.7	bc	249	0.093 00	bc
219	2.139	ab	34.81	209	10.191	bcd	249	15.5	bc	202	0.092 29	bc
216	2.095	abc	32.06	212	10.121	bede	202	15.3	bc	201	0.092 14	bc
210	1.982	bcd	24.94	219	10.054	cdef	213	15.2	bc	219	0.088 14	bed
204	1.948	bede	22.79	204	10.013	cdef	219	15.1	bed	209	0.087 57	bed
215	1.836	bede	15.76	206	9.909	cdef	209	15.0	bed	213	0.085 71	bed
206	1.836	bede	15.71	201	9.810	cdef	204	14.7	bede	204	0.082 57	bede
214	1.813	bede	14.28	213	9.730	cdef	206	14.7	bede	206	0.081 57	bede
209	1.763	cde	11.13	211	9.529	defg	215	14.7	bede	215	0.080 57	bede
211	1.759	cde	10.85	215	9.500	defg	211	14.4	cde	211	0.074 71	cde
249	1.752	cde	10.45	214	9.490	defg	214	14.3	cde	214	0.073 86	cde
208	1.715	de	8.11	216	9.337	efg	210	13.7	de	216	0.066 00	de
250	1.638	de	3.25	210	9.237	fg	216	13.7	de	210	0.065 00	de
对照	1.586	e	0.00	208	8.877	g	208	13.4	e	208	0.061 57	e

量和生长量的家系遗传力和单株遗传力均处于较高水平,其中年产脂量家系遗传力接近0.70。单株遗传力接近0.40,并且年度之间差异较小,协方差分析显示2007年和2008年产脂量年度之间的相关系数为0.696 9,达到极显著相关水平。这些都说明产脂量是一个比较稳定,遗传力较高的性状,遗传改良能够得到稳定的增益。与相关研究相比,本研究中湿地松家系产脂量遗传力低于国内测定的16年生湿地松家系的遗传力0.90^[5],这可能是由于不同的测定系统造成的,也可能是利用简单方差分析高估了家系遗传力的缘故^[9];同高产脂马尾松(h^2 为0.782 1)^[7]和高产脂思茅松(h^2 为0.620 0)^[8]的产脂力家系遗传力相比,处于中间水平,说明高产脂松类产脂量和产脂力的家系遗传力具有相对接近的遗传力水平,直接利用生产上的产脂量估计遗传力具有一定的参考价值。

材积、胸径的家系遗传力接近0.90,而树高家系遗传力接近0.80,单株遗传力是家系遗传力的一半以上,说明生长量是一个遗传力更高的性状,协方差分析还显示生长量和产脂性状之间相关都达到极显著水平,相关系数为0.434 1~0.543 4,显示了生长和产脂性状兼顾的可能性。美国对湿地松的产脂量的遗传改良也显示在不降低后代材积增益的基础上,可以使产脂量提高50%~100%^[2]。在火炬松 *Pinus taeda* 的产脂量和生长量的遗传相关分析上也得到了正相关的结论^[11]。生产实践也表明产脂量高的树种(或遗传材料),其生长量(材积、胸径和树高)越大,产脂量就越高^[5]。

协方差分析显示家系效应是影响产脂量的主要效应,家系内单株对产脂量的影响不显著,而单株的树高、胸径和材积差异是显著的,也就是说从高产脂家系中选择生长量较好的单株可以获得生长和产脂量均较好的遗传材料(因为产脂量和生长量相关显著)。仅从家系角度考虑生长和产脂量均较好的家系有212,202,201和219,这与同一批材料在湖北和安徽幼年期测定的结果稍有不同^[3-4],可能是因为幼年期测定时采用了产脂力作为选择指标,而实际的产脂量与生长量关系密切,导致了产脂力高而实际产脂量较低的现象,因此,在高产脂遗传材料选择时候应该考虑实际产脂量,至少应该结合生长量综合选择。

本研究中产脂量的测定方法以生产上实用的割脂规程为准,割口负荷率约为45%,与吕鹏信等^[2]

研究的潜在产脂力类似,因此,文中产脂量 W_p 也是树干周长(L)的函数 $W_p = L \times$ 基本产脂力(W_o) $\times 45\%$, 与生长量密切相关。至于基本产脂力 W_o (1 cm 割面长度的流脂量)的遗传测定已经有较多的研究,其与生长量相关并不显著,是一个较稳定的遗传性状^[2-4]。本研究仅以现实产脂量为研究对象旨在为生产部门提供实用的分析,并为潜在产脂力研究提供一个实证。

参考文献:

- [1] 潘志刚, 游应天. 湿地松、火炬松、加勒比松引种栽培[M]. 北京: 北京科学技术出版社, 1991: 79 - 92.
- [2] 吕鹏信, 潘志刚. 湿地松高产脂家系的产脂量变异及增益[J]. 林业科学研究, 1992, **5** (6): 700 - 705.
LÜ Pengxin, PAN Zhigang. Variation of oleoresin yield among high-gum-yielding slash pine families and their realized genetic gain [J]. *For Res*, 1992, **5** (6): 700 - 705.
- [3] 徐六一, 虞沐奎. 湿地松高产脂家系早期性状的研究[J]. 安徽农业科学, 2001, **29** (2): 228 - 229, 264.
XU Liuyi, YU Mukui. Study on the characters of high-gum-yielding slash pine families [J]. *J Anhui Agric Sci*, **29** (2): 228 - 229, 264.
- [4] 胡兴宜, 许业洲, 杨代贵, 等. 高产脂湿地松引种评价及优树选择[J]. 林业科技开发, 2006, **20** (1): 19 - 21.
HU Xingyi, XU Yezhou, YANG Daigui, et al. The introduction and plus tree selection of high-resin-yield slash pine [J]. *China For Sci Technol*, 2006, **20** (1): 19 - 21.
- [5] 庄伟瑛, 张玉英, 邹元熹. 高产脂湿地松选择和相关因子的分析[J]. 江西农业大学学报: 自然科学版, 2008, **29** (1): 55 - 65.
ZHUANG Weiyang, ZHANG Yuying, ZOU Yuanxi. Selection for high-resin yield of slash pine and analysis of factors concerned [J]. *Acta Agric Univ Jiangxi*, 2008, **29** (1): 55 - 65.
- [6] 冉泽文. 影响松脂采集增产的因素[J]. 林产化工通讯, 2001, **35** (2): 35 - 36.
RUAN Zewen. Effect factors on resin collection for increasing production [J]. *J Chem Ind For Prod*, 2001, **35** (2): 35 - 36.
- [7] 刘月蓉. 高产脂马尾松半同胞、全同胞子代产脂量测定[J]. 西南林学院学报, 2005, **25** (3): 33 - 35.
LIU Yuerong. Determination of resin-producing capacity of half and whole compatriot progeny of high resin-producing *Pinus massoniana* varieties [J]. *J Southwest For Coll*, 2005, **25** (3): 33 - 35.
- [8] 李思广, 付玉嫔, 张快富, 等. 高产脂思茅松半同胞子代测定[J]. 浙江林学院学报, 2008, **25** (2): 158 - 162.
LI Siguang, FU Yupin, ZHANG Kuaifu, et al. Half-sib progeny tests of high-resin-yielding *Pinus kesiya* var. *langbianensis* [J]. *J Zhejiang For Coll*, 2008, **25** (2): 158 - 162.
- [9] 黄少伟, 钟伟华, 陈炳铨. 火炬松半同胞子代配合选择的遗传增益估算[J]. 林业科学, 2006, **42** (4): 33 - 37.
HUANG Shaowei, ZHONG Weihua, CHEN Bingquan. Estimation on genetic gains of combined selection for growth traits of half-sib progeny of *Pinus taeda* [J]. *Sci Silv Sin*, 2006, **42** (4): 33 - 37.
- [10] 黄少伟, 谢维辉. 实用 SAS 编程与林业试验数据分析[M]. 广州: 华南理工大学出版社, 2001: 144 - 152; 214 - 233.
- [11] ROBERDS J H, STROM B L, HAIN F P, et al. Estimates of genetic parameters for oleoresin and growth traits in juvenile loblolly pine [J]. *Can J For Res*, 2003, **33** (12): 2469 - 2476.
- [12] GILMOUR A R. *ASREML, A Spatial REML Program* [M]. Mimeo: NSW Agriculture, Orange, 1996: 54.
- [13] GWAZE D P, BRIDGWATER F E, BYRAM T D, et al. Genetic parameter estimates for growth and wood density in loblolly pine [J]. *For Genet*, 2001, **8** (1): 47 - 55.
- [14] SIEIRA-LNCERO V, MCKEAN S E, HUBER D A. Performance differences and genetic parameters for four coastal provenances of loblolly pine in the southeastern United States [J]. *For Sci*, 2002, **48** (4): 732 - 742.