

## 乐昌含笑优树多点子代测定及优良家系选择

张伟红<sup>1</sup>, 王润辉<sup>1</sup>, 郑会全<sup>1</sup>, 晏 姝<sup>1</sup>, 韦如萍<sup>1</sup>, 胡德活<sup>1</sup>, 植毓永<sup>2</sup>,  
罗平峰<sup>3</sup>, 黄小平<sup>4</sup>, 吴雄光<sup>5</sup>, 何汉波<sup>6</sup>

(1. 广东省林业科学研究院, 广东 广州 510520; 2. 广东省肇庆市国有大坑山林场, 广东 肇庆 526400;  
3. 广东省韶关市国有九曲水林场, 广东 韶关 512600; 4. 广东省韶关市国有曲江林场, 广东 韶关  
512100; 5. 广东省茂名市国营八一林场, 广东 茂名 515338; 6. 广东省增城区林业和园林科学研究所,  
广东 增城 511300)

**摘要:** 为了选育乐昌含笑 *Michelia chapensis* 优良家系, 对 2 次乐昌含笑优树子代多点测定试验的 6~7 年生林分测定数据作统计分析。结果表明: 生长性状、形质性状的家系间存在极显著差异( $P<0.01$ ), 用材型和园林绿化型家系选择将是有效可行的。相关分析表明: 生长性状间、大多数形质性状间、生长性状与大多数形质性状间的表型相关和遗传相关呈显著( $P<0.05$ ) 或极显著正相关( $P<0.01$ ); 生长及形质性状家系遗传力属于中等或中等偏上水平, 其中形质性状的家系遗传力在不同试验批次间波动较大。生长性状的选择效果在不同入选率情况下遗传增益值差别很大, 以材积增益最大; 采用主成分分析法及 Francis-Kannanberry 模型分析法作用材型、园林绿化型优良家系选择, 综合评选出用材型优良家系 4 个, 材积增益为 11.73%~29.84%, 园林绿化型优良家系 3 个, 其树干通直度较好, 冠幅较大, 园林绿化效果好。图 2 表 7 参 15

**关键词:** 林木育种学; 乐昌含笑; 优树; 子代测定; 家系选择

中图分类号: S722.3 文献标志码: A 文章编号: 2095-0756(2015)05-0763-07

## Multi-site family trials and selection of superior families for *Michelia chapensis*

ZHANG Weihong<sup>1</sup>, WANG Runhui<sup>1</sup>, ZHENG Huiquan<sup>1</sup>, YAN Shu<sup>1</sup>, WEI Ruping<sup>1</sup>, HU Dehuo<sup>1</sup>, ZHI Yuyong<sup>2</sup>,  
LUO Pingfeng<sup>3</sup>, HUANG Xiaoping<sup>4</sup>, WU Xionguang<sup>5</sup>, HE Hanbo<sup>6</sup>

(1. Guangdong Academy of Forestry, Guangzhou 510520, Guangdong, China; 2. Dakengshan State-Owned Forest Farm,  
Zhaoqing 526400, Guangdong, China; 3. Jiuqushui State-Owned Forest Farm, Shaoguan 512600, Guangdong, China; 4.  
Qujiang State-Owned Forest Farm, Shaoguan 512100, Guangdong, China; 5. Bayi State-Owned Forest Farm, Maoming  
515338, Guangdong, China; 6. Zengcheng Forestry and Garden Institute, Zhengcheng 511300, Guangdong, China)

**Abstract:** To select superior families of *Michelia chapensis*, trials on two families were carried out. Random complete block (RBC) design was used with 17 treatments in 2005 and 21 in 2006 and 10 replications. Analyses included an ANOVA, a correlation analysis, and a principal component analysis. Results from the ANOVA indicated that for the two families growth traits and quality traits were highly significant ( $P = 0.01$ ). The correlation analysis revealed a significant positive correlation ( $P = 0.05$ ) among growth traits ( $r = 0.40\text{--}1.00$ ), among most quality traits ( $r = 0.29\text{--}0.73$ ), and between growth and quality traits ( $r = 0.27\text{--}0.84$ ). For the two trials family heritability reached the medium level ( $h^2=0.09\text{--}0.64$  and  $0.41\text{--}0.81$ ). Also, differences in genetic gain were large with volume having the greatest genetic gain, (as high as 11.35% and 34.91% when selective

收稿日期: 2014-11-25; 修回日期: 2015-03-09

基金项目: 广东省林业科技创新专项资金资助项目(2013KJCX001-07); 国家林业局重点资助项目(2003-009-03-L09)

作者简介: 张伟红, 从事森林培育研究。E-mail: 497213057@qq.com。通信作者: 胡德活, 研究员, 从事林木  
遗传育种研究。E-mail: hudehuo@163.com

ratio is 10%). The realized volume gains between 11.73% and 29.24%. Four superior families suitable for timber and three superior families suitable as ornamentals were selected. [Ch, 2 fig. 7 tab. 15 ref.]

**Key words:** forest tree breeding; *Michelia chapensis*; superior tree; progeny test; family selection

乐昌含笑 *Michelia chapensis* 为木兰科 Magnoliaceae 含笑属 *Michelia* 常绿阔叶乔木，生长较快，适应性强，干形通直，材质细致，是良好的家具和室内装饰用材树种，同时其树形优美具有较高的观赏和经济价值<sup>[1]</sup>。经多年不断引种驯化，乐昌含笑作为用材和绿化观赏树种受到人们的重视，并在华东和中南地区得到广泛应用。目前，对乐昌含笑的研究主要集中在形态特征<sup>[2]</sup>、物候观测<sup>[3]</sup>、生态分布<sup>[4]</sup>、生理特性<sup>[5]</sup>、繁育栽培技术<sup>[6]</sup>和遗传多样性<sup>[7]</sup>等方面。由于长期以来人们对乐昌含笑天然林的掠夺性利用，导致乐昌含笑资源受到严重破坏<sup>[4]</sup>。随着近年来对乐昌含笑原材料需求的不断增加，其人工林面积也急剧增加，但是由于经营管理水平跟不上，管理粗放，导致其林分生产力低下。为有效合理地开发利用乐昌含笑种质资源，提高人工林林分的生产力，广东省林业科学研究院在开展多点种源试验的基础上<sup>[8]</sup>，2005—2006 年在广东省内多个试验点营建优树子代测定林，对乐昌含笑家系开展系统的遗传测定，以期选育适于用材、园林绿化用途的乐昌含笑优良家系。

## 1 材料与方法

### 1.1 材料来源

在广东省北部及江西省南部乐昌含笑自然分布区进行乐昌含笑优树选择，分别于 2003 年和 2004 年分单株(家系)采种，2004 年和 2005 年容器育苗，所有参试家系材料见表 1。

表 1 乐昌含笑家系试验参试材料

Table 1 Material of tested families of *Michelia chapensis*

采集年份	采集家系(代号)
2003	乐大 1(LD1)，乐大 6(LD6)，乐两 2(LL2)，乐大 7(LL7)，乐九 4(LJ4)*，乐九 5(LQ5)*，乐九 7(LQ7)*，乐两 12 (LL12)，乐两 14(LL14)，乐两 15(LL15)，乐两 16(LL16)，乐两 3A(LL3A)，乐两 4(LL4)，乐两 6(LL6)，帽子峰 (MZF)*，乐九 3(LJ3)*，乐九 8(LJ8) 龙南 1(LN1)，龙南 2(LN2)，龙南 3(LN3)，龙南 4(LN4)，龙南 5(LN5)，龙南 6(LN6)，乐九 1(LJ1)，乐九 4(LJ4)*， 乐九 5(LQ5)*，乐九 7(LQ7)*，乐九 6(LJ6)，南帽 1(NM1)，南帽 2(NM2)，南帽 3(NM3)，南江 1(NJ1)，南江 2 (NJ2)，河口 1(HK1)，河口 2(HK2)，乐九 2(LJ2)，帽子峰(MZF)*，乐九 3(LJ3)*
2004	说明：2004 年采集家系 17 个，2005 年采集家系 21 个，2 个年度有 5 个家系重复采集(带 * 的家系)；MZF 为帽子峰混合种。

### 1.2 试验地概况及子代测定林营建

采用多点造林试验，各试验点自然立地情况见参考文献[3]。分别于 2005 年(第 1 次)和 2006 年(第 2 次)的春季在广东省韶关市九曲水林场，广州市增城林科所，肇庆市大坑山林场、曲江林场和茂名市八一林场等地点营建乐昌含笑优树子代测定林(其中九曲水林场 2 个年份都有造林)。各试验林均采用完全随机区组设计，4 株·小区<sup>-1</sup>，8 次重复<sup>[9]</sup>；同一次试验各试验点参试材料相同。试验区四周种 2 行木荷 *Schima superba* 作隔离及保护。造林后当年及第 2 年，抚育 2 次·a<sup>-1</sup>，第 3 年抚育 1 次，没有追肥。

### 1.3 试验数据收集及统计分析方法

2011 年底至 2012 年初，对所有家系试验林每木的树高、胸径、树干通直度、树冠浓密度、叶片大小和冠幅等形质指标进行调查。各性状测定方法见参考文献[9]。以小区平均值在 SAS 9.1 上进行统计分析，各种统计方法见参考文献[10–13]。

统计模型： $Y_{ajk} = \mu + N_a + S_i + F_j + B_k(S_i) + F_j S_i + F_j N_a + E_{ajk}$ <sup>[14]</sup>；其中， $Y_{ajk}$  为  $a$  年份  $i$  地点  $j$  家系  $k$  区组小区平均值， $\mu$  为群体均值， $N_a$  为  $a$  年份效应； $S_i$  为  $i$  地点效应， $F_j$  为  $j$  家系效应， $B_k(S_i)$  为  $i$  地点内  $k$  区组效应， $F_j S_i$  为  $j$  家系和  $i$  地点的互作效应， $F_j N_a$  为家系  $j$  和  $a$  年份的互作效应， $E_{ajk}$  为  $a$  年份  $i$  地点  $j$  家系  $k$  区组小区均值离差。

## 2 结果与分析

### 2.1 家系间表型变异

试验乐昌含笑树高、胸径、材积、树干通直度、叶片大小、树冠浓密度和冠幅等7个生长和形质性状在2次家系试验中平均值、变幅和变异系数如下表2所示。变异系数反映出材积的变幅最大，其次是树高、胸径和冠幅，这些都与文献[14]的结果一致。树干通直度、叶片大小和树冠浓密度3个形质性状的变幅相对较小，表明这些性状相对较为一致，差异程度较小，其变异系数相对生长性状较小。

表2 家系生长和形质性状值

Table 2 Values of the growth and quality traits

试验次序	项目	树高/m	胸径/cm	材积/dm <sup>3</sup>	树干通直度	叶片大小分级值	树冠浓密度/m	冠幅/m
第1次试验	平均值	3.35	5.00	5.22	1.76	1.94	1.78	2.28
	变幅	2.85~4.42	3.79~5.94	3.12~7.99	1.66~1.90	1.61~2.19	1.41~1.98	1.56~2.67
	变异系数/%	11.05	10.66	26.00	3.60	7.91	7.31	10.82
第2次试验	平均值	4.03	4.93	5.71	1.72	1.98	1.87	2.19
	变幅	3.08~4.66	3.37~6.79	2.85~10.18	1.52~1.91	1.80~2.24	1.38~2.15	1.56~2.66
	变异系数/%	10.75	16.19	33.11	6.23	6.93	9.74	12.74

### 2.2 方差分析

各性状的方差分析结果如表3所示。地点、家系效应在所有测定性状上的差异水平均达到极显著水平，年份效应差异均不显著，家系与地点、家系与年份等的互作效应的差异在大部分性状上未能达到显著水平(只在树冠浓密度上能达显著水平)。这些结果说明：家系间生长与形质性状大多数存在遗传差异，进行用材型和园林绿化型家系选择将是有效可行的；不同地点的试验林生长情况差异较大；而不同

表3 家系试验方差分析

Table 3 Analysis of variation of family trials

性状	变异来源	自由度	均方	F值	P值	性状	变异来源	自由度	均方	F值	P值	
树高	地点	5	38.50	46.53**	<0.01	叶片大小	地点	4	0.25	3.96**	<0.01	
	年份	1	1.53	1.85	0.17		年份	1	0.05	0.82	0.36	
	家系	32	2.64	3.19**	<0.01		树干通直度	家系	32	0.11	1.78**	<0.01
	家系×地点	95	0.84	1.02	0.44		家系×地点	79	0.09	1.36	0.06	
	家系×年份	4	0.31	0.38	0.77		家系×年份	4	0.68	0.26	0.85	
	地点	5	12.40	4.77**	<0.01		地点	4	1.47	11.69**	<0.01	
	年份	1	1.23	0.47	0.49		年份	1	0.74	5.86*	0.02	
	胸径	家系	32	8.58	3.30**	<0.01	家系	32	0.38	3.04**	<0.01	
	家系×地点	95	2.72	1.04	0.39	家系×地点	79	0.20	1.62**	<0.01		
	家系×年份	4	3.66	0.14	0.94	家系×年份	4	0.06	0.95	0.42		
材积	地点	5	232.76	8.98**	<0.01	地点	4	1.88	12.07**	<0.01		
	年份	1	14.35	0.55	0.46	年份	1	0.79	5.09*	0.02		
	家系	32	46.00	1.77**	<0.01	树冠浓密度	家系	32	0.50	3.20**	<0.01	
	家系×地点	95	20.49	0.79	0.88	家系×地点	79	0.22	1.39*	0.05		
	家系×年份	4	0.18	1.42	0.24	家系×年份	4	0.07	0.43	0.73		
	地点	4	11.88	30.21**	<0.01	地点	4	11.88	30.21**	<0.01		
	年份	1	3.02	7.68**	<0.01	年份	1	3.02	7.68**	<0.01		
	冠幅	家系	32	1.46	3.71**	<0.01	家系	32	1.46	3.71**	<0.01	
	家系×地点	79	0.48	1.22	0.15	家系×地点	79	0.48	1.22	0.15		
	家系×年份	4	0.21	0.53	0.66	家系×年份	4	0.21	0.53	0.66		

说明: \* 表示差异达5%的显著水平, \*\* 表示差异达1%的显著水平。

年份的试验林生长情况差异较小；生长性状的家系与地点、家系与年份等的互作效应并不显著，差异主要来自家系、地点等的主效应；形质性状的家系与年份的互作效应不显著，而家系与地点的互作效应在不同性状上有所不同，在叶片大小上达极显著水平( $P=0.006\ 4$ )，在树冠浓密度上达显著水平( $P=0.045\ 9$ )，而在树干通直度上将近达显著水平( $P=0.056\ 7$ )，在冠幅上未能达显著水平，说明形质性状受地点的影响较大。另外由于有一个试验点形质数据没有调查，导致地点自由度不同；互作效应的自由度存在较大的不同，应该是由于试验数据的不平衡而造成的。

### 2.3 性状间的相关分析

2次家系试验性状间相关性分析结果见表4。从表4中看出：树高、胸径和材积等3个生长性状间的表型相关和遗传相关均呈极显著正相关；形质性状相关，除第1次试验的叶片大小外，其他性状间的表型相关和遗传相关呈显著或极显著正相关；生长性状与形质性状间相关，除第1次试验的叶片大小外，其他性状间的表型相关和遗传相关呈显著或极显著正相关。说明生长表现好的家系，其形质性状也相对表现较好。这些结果都与种源试验相似<sup>[3]</sup>。

表4 家系试验性状相关系数

Table 4 Correlation coefficients of the family tests

试验次序	性状	树高	胸径	材积	树干通直度	叶片大小	树冠浓密度	冠幅
第1次	树高		0.55**	0.91**	0.35*	0.33	0.62**	0.65**
	胸径	0.65**		0.66**	0.54**	0.34	0.78**	0.84**
	材积	0.97**	0.75**		0.50**	0.27	0.46**	0.42**
	树干通直度	0.50**	0.59**	0.53**		0.40*	0.48**	0.26
	叶片大小	0.61**	0.48**	0.37*	0.48**		0.31	0.39*
	树冠浓密度	-	-	-	-	-		0.75**
第2次	冠幅	0.86**	0.85**	0.48**	0.29	0.47**	-	
	树高		0.90**	0.84*	0.40**	0.28	0.48**	0.61**
	胸径	1.00**		0.95**	0.53*	0.35**	0.68**	0.83**
	材积	0.96*	0.98**		0.50**	0.27*	0.66**	0.73**
	树干通直度	0.62**	0.64**	0.52**		0.43**	0.52**	0.46**
	叶片大小	0.35**	0.35**	0.40**	0.57**		0.37**	0.49**
	树冠浓密度	0.51**	0.70**	0.67**	0.62**	0.44**		0.73**
	冠幅	0.79**	0.88**	0.90**	0.49**	0.66**	0.78**	

说明：上三角为表型相关系数，下三角为遗传相关系数。\*表示差异达5%的显著水平，\*\*表示差异达1%的显著水平。

### 2.4 遗传参数及遗传增益估算

2次试验遗传参数估算结果见表5，第1次试验生长性状的家系遗传力为0.37~0.64，属于中等水平；形质性状家系遗传力为0.09~0.63。第2次试验生长性状的家系遗传力为0.73~0.81，属于中等偏上

表5 遗传参数估算

Table 5 Predicted values of genetic parameters

试验次序	参数	树高	胸径	材积	树干通直度	叶片大小	树冠浓密度	冠幅
第1次	家系方差分量	0.03	0.15	0.58	0.00	0.01		0.00
	互作方差分量	0.03	0.01	0.54	0.00	0.01	0.00	0.03
	误差	0.68	2.00	22.27	0.06	0.11	0.13	0.28
	家系遗传力	0.46	0.64	0.37	0.28	0.63		0.09
	遗传变异系数	4.09	7.12	11.39	1.80	5.39	0.00	1.64
第2次	家系方差分量	0.15	0.48	2.31	0.01	0.00	0.02	0.07
	互作方差分量	0.06	0.21	1.36	0.00	0.01	0.01	0.03
	误差	0.65	2.13	16.34	0.06	0.13	0.15	0.35
	家系遗传力	0.81	0.81	0.73	0.65	0.41	0.74	0.80
	遗传变异系数	9.04	13.28	24.89	4.19	3.45	7.70	11.20

水平,形质性状家系遗传力为0.41~0.80。第2次试验的遗传变异系数要比第1次试验的大,说明第2次试验家系间的差异较大。3个生长性状中材积的遗传变异系数最大,说明家系间材积的变异幅度最大,这与文献[14]结论一致。

2次试验遗传增益估算结果如表6所示。当入选率相同时,树高、胸径和材积等3个生长性状第2次试验的遗传增益值大于第1次试验,说明在第2次试验中选择家系遗传增益较大。3个生长性状中材积的遗传增益最大,胸径次之,树高最小。当选择率为10%时,材积遗传增益为11.35%~34.91%。

表6 生长性状遗传增益估算

Table 6 Predicted genetic gains of growth traits

试验次序	遗传增益/%								
	树高			胸径			材积		
	$p=0.1$	$p=0.2$	$p=0.3$	$p=0.1$	$p=0.2$	$p=0.3$	$p=0.1$	$p=0.2$	$p=0.3$
第1次	4.55	3.69	3.08	9.30	7.54	6.30	11.35	9.20	7.68
第2次	13.37	10.84	9.05	19.56	15.86	13.24	34.91	28.31	23.63

说明: $p$ 为入选率。

## 2.5 优良家系选择

2.5.1 用材型优良家系选择 采用主成分法对2次试验的家系生长性状进行独立分析,以Francis-Kannanberry模型分析法确定高产稳产家系(图1)。按家系材积现实增益大于10%,变异系数小于均值作为选择标准。第1次试验中没有选到满足选择标准的家系,第2次试验中有4个家系满足入选条件,分别为LN3,LN2,LJ4和LN1(图1右侧矩形中的家系,MZF除外),将它们选定为用材型优良家系。入选的4个家系有1个家系在第1次试验中出现(图1左侧矩形中的家系,MZF除外),尽管其生长量较大,但由于变异系数大于均值,未能在第1次试验中入选。与群体均值作比较,分别计算入选家系生长性状的现实增益(表7),其中材积现实增益为11.73%~29.84%。

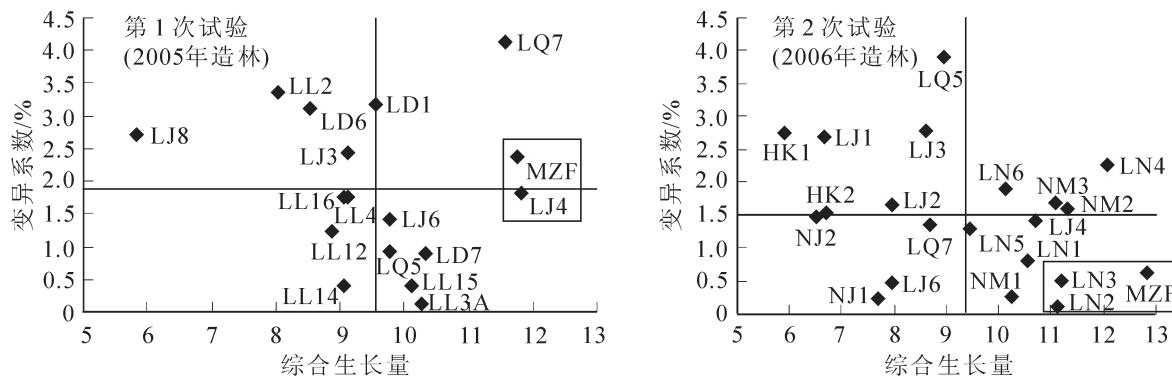


图1 家系丰产性稳定性散点图

Figure 1 Scatter plots of fertile and stability of families

表7 入选的用材型优良家系基本情况

Table 7 Basics of the selected families for timber

试验次序	入选家系	树高/m	现实增益/%	胸径/cm	现实增益/%	材积/dm <sup>3</sup>	现实增益/%
第1次	LJ4	4.48	5.84	6.02	8.81	8.07	11.73
	LN1	4.63	7.06	5.78	9.02	8.15	29.24
	LN2	4.74	9.79	5.75	8.48	7.41	17.43
	LN3	4.64	7.38	5.68	7.20	7.44	17.85
	LJ4	4.63	7.20	5.88	10.88	7.11	12.74

2.5.2 园林绿化型家系选择 园林绿化目的是既能绿化又达美化,即要求选择的种植材料易于栽植成功,同时还能满足人们对视觉美化要求。从上述要求出发,选择树干通直度、树冠浓密度和冠幅等3个

形质性状作为乐昌含笑园林绿化型家系选择因子进行评选。对上述3个形质性状作主成分分析，对2次试验进行独立分析确定形质性状好且稳定家系(图2)。第1次试验选择家系LJ4和LL15，第2次试验选择家系LJ4和NM3等(图2椭圆中的家系)。其中，LJ4在2次试验中均入选，2次试验共选出3个家系，入选家系树干通直度较好、树冠浓密度和冠幅较大，且形质性状稳定性较佳，是适合园林绿化型的良好家系。

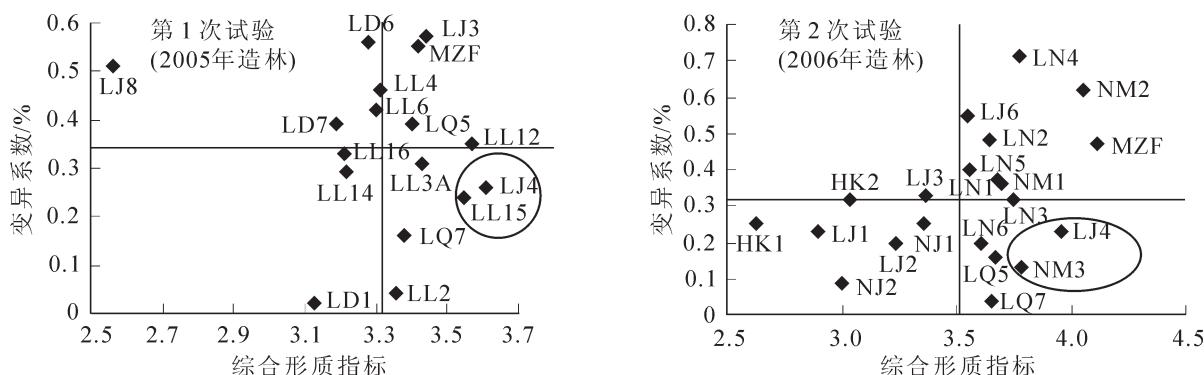


图2 家系形质性状稳定性散点图  
Figure 2 Families stability scatter plots of quality traits

### 3 结论与讨论

乐昌含笑生长性状和形质性状的表型数据在不同试验点间差异较大，参试家系间在所有测定性状上存在显著或极显著差异，生长性状的家系与地点间、家系与年份间的互作效应均不显著，形质性状的家系与年份的互作效应不显著，而只有部分形质性状受地点影响较大。说明变异来源主要是来自家系主效应，家系间的生长及形质性状存在遗传差异，作用材型和园林绿化型家系选择是有效可行的。

乐昌含笑家系生长性状间的表型相关和遗传相关均呈极显著正相关，大多数形质性状间的表型相关和遗传相关呈显著或极显著正相关，生长性状与大多数形质性状间的表型相关和遗传相关亦呈显著或极显著正相关。叶片大小与生长性状间的表型相关和遗传相关有出入，遗传相关达显著或极显著正相关，而表型相关不达显著水平。生长性状家系遗传力达中等或中等偏上水平，形质性状的家系遗传力总体达中等水平，但不同试验批次间波动较大。

采用主成分分析法及Francis-Kannanberry模型分析法作用材型、园林绿化型家系选择，综合评选出用材型优良家系4个，材积增益为11.73%~29.84%，适合广东在生产上应用。综合评选出园林绿化型优良家系3个，其树干通直度较好、树冠浓密度和冠幅较大，且形质性状稳定性较佳，具有较好的园林绿化效果。本研究中，帽子峰(MZF)的综合生长量值明显很高，达到用材型优良家系选择标准，这佐证了广东南雄帽子峰乐昌含笑种源是优良种源<sup>[15]</sup>，值得推广应用。

### 4 参考文献

- [1] 邵文豪, 姜景民, 栾启福, 等. 乐昌含笑不同种源幼林生长性状变异和种源选择[J]. 江西农业大学学报, 2011, 33(4): 701~706.  
SHAO Wenhao, JIANG Jingmin, LUAN Qifu, et al. A study on variation of growth traits in young *Michelia chapensis* forest and provenances selection [J]. *Acta Agric Univ Jiangxi*, 2011, 33(4): 701~706.
- [2] 韦如萍, 胡德活, 张照勋, 等. 乐昌含笑果实特征[J]. 广东林业科技, 2006, 22(1): 60~63.  
WEI Ruping, HU Dehuo, ZHANG Zhaoxun, et al. Characteristics of *Michelia chapensis* Dandy fruits [J]. *J Guangdong For Sci Technol*, 2006, 22(1): 60~63.
- [3] 刘化桐. 乐昌含笑物候研究[J]. 福建林业科技, 2007, 6(2): 113~115.  
LIU Huatong. A study on the phenophase of *Michelia chapensis* [J]. *J Fujian For Sci Technol*, 2007, 6(2): 113~115.
- [4] 彭重华, 巫涛, 王海峰, 等. 乐昌含笑群落的分布格局分析[J]. 河南农业科学, 2011, 40(7): 113~117.  
PENG Zhonghua, WU Tao, WANG Haifeng, et al. The distribution pattern analyses of *Michelia chapensis* communities

- [J]. *J Henan Agric Sci*, 2011, **40**(7): 113 – 117.
- [5] 刘艳情, 汪洪武. 乐昌含笑叶挥发油超声波提取工艺优化及化学成分分析[J]. 精细化工, 2008, **25**(7): 644 – 647.  
LIU Yanqing, WANG Hongwu. Optimization of ultrasonic extraction procedure and analysis of the chemical constituents in volatile oil from the leaves of *Michelia chapensis* Dandy [J]. *Fine Chem*, 2008, **25**(7): 644 – 647.
- [6] 来端. 乐昌含笑种子育苗和扦插繁殖技术研究[J]. 林业科学研究, 2006, **19**(4): 441 – 445.  
LAI Duan. A study on seedling breeding and cuttage reproduction of *Michelia chapensis* [J]. *For Res*, 2006, **19**(4): 441 – 445.
- [7] 姜景民, 滕花景, 袁金玲, 等. 乐昌含笑种群遗传多样性的研究[J]. 林业科学研究, 2005, **18**(2): 109 – 113.  
JIANG Jingming, TENG Huajing, YUAN Jinling, et al. Genetic diversity of *Michelia chapensis* Dandy populations [J]. *For Res*, 2005, **18**(2): 109 – 113.
- [8] 胡德活, 韦如萍, 王润辉, 等. 2 年生乐昌含笑种源生长研究[J]. 广东林业科技, 2009, **25**(1): 7 – 12.  
HU Dehuo, WEI Ruping, WANG Runhui, et al. Study on growth in two-year-old plantations of *Michelia chapensis* Dandy provenances [J]. *J Guangdong For Sci Technol*, 2009, **25**(1): 7 – 12.
- [9] 邹寿明, 晏姝, 王润辉, 等. 乐昌含笑家系试验初报[J]. 广东林业科技, 2009, **25**(2): 10 – 15.  
ZOU Shouming, YAN Shu, WANG Runhui, et al. Study on early trials of *Michelia chapensis* Dandy families [J]. *J Guangdong For Sci Technol*, 2009, **25**(2): 10 – 15.
- [10] 王润辉, 胡德活. SAS Proc Mixed 在林木育种试验统计中应用简介[J]. 广东林业科技, 2011, **27**(3): 50 – 54.  
WANG Runhui, HU Dehuo. Introduction of the application of SAS Proc Mixed in tree breeding trial analysis [J]. *J Guangdong For Sci Technol*, 2011, **27**(3): 50 – 54.
- [11] XIANG Bin, LI Bailian, ISIK F, et al. Time trend of genetic parameters in growth traits of *Pinus taeda* L. [J]. *Silv Genet*, 2003, **52**(3/4): 114 – 121.
- [12] ISIK F, GOLDFARB B, LeBUDE A, et al. Predicted genetic gains and testing efficiency from two loblolly pine clonal trials [J]. *Can J For Res*, 2005, **35**(7): 1745 – 1766.
- [13] ISIK F, AMERSON H V, WHETTEN R W, et al. Resistance of *Pinus taeda* families under artificial inoculations with diverse fusiform rust pathogen population and comparison with field trials [J]. *Can J For Res*, 2008, **38**(10): 2687 – 2696.
- [14] 王润辉, 胡德活, 郑会全, 等. 杉木无性系生长和材性变异及多性状指数选择[J]. 林业科学, 2012, **48**(3): 45 – 50.  
WANG Runhui, HU Dehuo, ZHENG Huiquan, et al. Clonal variation in growth and wood quality and the multi-trait index selection of Chinese fir [J]. *Sci Silv Sin*, 2012, **48**(3): 45 – 50.
- [15] 王润辉, 张伟红, 郑会全, 等. 乐昌含笑多点种源试验与优良种源选择研究[J]. 中南林业科技大学学报, 2015, **35**(5): 16 – 21, 34.  
WANG Runhui, ZHANG Weihong, ZHENG Huiquan, et al. Study of multil-site provenance trials and superior provenances selection on *Michelia chapensis* Dandy [J]. *J Cent South Univ For & Technol*, 2015, **35**(5): 16 – 21, 34.