

泡桐优良无性系早期选择的研究*

魏安智 杨途熙

摘要 根据8年生泡桐胸径、树高和材积等性状的早晚期相关系数建立的回归方程算出的年选择效率表明:以3年生胸径估计12年时胸径和材积;以3年生胸径和树高估计15年时材积,均具有极显著的相关性($r=0.5857\sim 0.6360$)和最高的选择效率(1.90~2.54),说明当泡桐无性系树龄达3年时即可根据胸径和树高进行早期选择;材积早晚期相关不显著,不宜作为早期选择的性状。

关键词 泡桐、早期选择、早晚期相关、最佳选择年龄、选择效率

如何缩短林木育种周期,加速育种进程,是现代林木育种的主要研究课题之一。目前,国内外普遍加强了树木性状遗传规律及各种性状相关性的研究,期望通过树木幼年期的某些性状对成熟期的经济性状作出判断^[1],从而达到早期选择的目的。W. T. Bagley^[2]曾报道美洲黑杨10年生时树高与3年生以上的树高生长相关密切($r=0.61\sim 0.96$);卫海荣、马常耕等^[3,4]曾对白榆的早期选择年龄进行了很有成效的研究。在泡桐良种选育方面,仍然借用其它树种的1/2轮伐期作为良种选择(或鉴定)的最早年龄。可是,由于各树种的生长、发育特性不同,如不加区别地采用统一标准,必然会影响育种进程^[5]。为此,以8年生泡桐无性系测定林的实测数据为材料,探讨泡桐育种中早期选择的可能性及最佳选择年龄。

1 材料与方 法

供试材料为白花泡桐(*Paulownia fortunei* (Seem.) Hemsl.)天然杂交种和毛泡桐(*P. tomentosa* (Thunb) Steudel)×白花泡桐人工杂交种的 F_1 代无性系,对照为兰考泡桐(*P. elongata* S. Y. Hu)。试验林于1985年用1年生苗木营造。采用完全随机区组设计,5株小区,3次重复,株行距6 m×6 m。1991年以前每年在生长停止后,调查树高(H)、胸径(D)、材积(V)等生长量。用下式计算各性状早晚期相关系数^[6]:

$$\gamma_{PTt} = \frac{COV_{PTt}}{\sqrt{\delta_{Pt}^2 \cdot \delta_{PT}^2}}, \quad \gamma_{aTt} = \frac{COV_{aTt}}{\sqrt{\delta_{aT}^2 \cdot \delta_{aT}^2}}$$

式中: γ_{PTt} 和 γ_{aTt} 为早龄(t)与其晚龄(T)的表型和遗传相关系数; δ_{Pt} 和 δ_{aT} 为早龄的表型和遗传方差; δ_{PT} 和 δ_{aT} 为晚龄的表型和遗传方差; COV_{PTt} 和 COV_{aTt} 为表型和遗传协方差。

1992-08-11收稿。

魏安智助理研究员,杨途熙(中国科学院西北植物研究所 陕西杨陵 712100)。

*本研究系陕西省科学院青年基金资助项目。徐光远副研究员曾给予指导,本文承蒙张仰粟教授、熊耀国副研究员审阅,谨此致谢。

胸径和树高共同估计材积的复相关系数为：

$$\gamma_{V \cdot DH} = \sqrt{\frac{\gamma_{V \cdot D} + \gamma_{V \cdot H} - 2\gamma_{D \cdot H} \cdot \gamma_{V \cdot D} \cdot \gamma_{V \cdot H}}{1 - \gamma_{D \cdot H}^2}}$$

式中： $\gamma_{V \cdot D}$ 和 $\gamma_{V \cdot H}$ 为早龄胸径和树高与晚龄材积的相关系数； $\gamma_{D \cdot H}$ 为早龄树高与晚龄胸径的相关系数。

各性状早晚龄相关系数的回归方程是利用C. C. Lambeth^[7]早期选择数学模型建立的。

其模型为： $\gamma_P = a + b \ln x$ (式中 $x = \frac{t}{T}$)

为了检验各无性系生长量的稳定程度，根据各年生长量大小排序，计算秩次相关系数：

$$\gamma_S = 1 - \frac{6 \sum d_i^2}{(n-1) \cdot n \cdot (n+1)}$$

其中： γ_S 为秩次相关系数； d_i 为第*i*对品系间秩次的差数； n 为被测品系对数。

2 结果与分析

2.1 胸径和材积的年—年秩次相关

根据每年实测各品系平均值，排出生长量的位次，并计算12个品系的年—年秩次相关系数如表1。

表1 胸径和材积的年—年秩次相关

年份	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991
1985		0.566 4	0.748 3 *	0.433 6	0.524 5	0.419 6	0.419 6
1986	0.636 4		0.699 3 *	0.713 2 **	0.860 0 **	0.769 2 **	0.692 3 *
1987	0.573 4	0.783 2 **		0.832 2 **	0.797 2 **	0.671 3 *	0.664 3 *
1988	0.573 4	0.832 2 **	0.951 0 **		0.846 2 **	0.783 2 **	0.762 2 **
1989	0.578 2	0.726 5 **	0.909 2 **	0.948 9 **		0.937 1 **	0.902 1 **
1990	0.365 2	0.672 9 **	0.849 8 **	0.880 5 **	0.927 7 **		0.986 0 **
1991	0.594 4	0.692 3 *	0.895 1 **	0.923 1 **	0.968 5 **	0.949 6 **	

注：右上侧为胸径，左下侧为材积。

由表1可知，自定植第2年以后，胸径和材积的年—年秩次相关均达到显著或极显著水平，说明进行早期选择具有可能性；胸径和材积第2年与以后各年的相关系数稳定在0.7左右，表明各品系生长力的年—年秩次相关是比较稳定的。

2.2 生长性状间的相关性及数学模型的建立

秩次相关分析中是以历年各参试品系当年的表型表现为依据的，它是受各年环境和品系遗传性共同作用的结果，还不足用来作为早期选择的可靠依据，因为作为数量性状的生产力极易受环境影响^[4]。因此，有必要计算各生长性状间早晚期的表型和遗传相关系数。胸径早龄与晚龄的相关系数见表2。

由表2可知，表型相关和遗传相关不仅方向一致，而且从第2年以后各年的相关系数均达到极显著水平，说明根据大田表现进行生长的早期选择是可靠的。

表2 胸径早晚期表型和遗传相关

年龄	1	2	3	4	5	6	7
1		0.6263*	0.6975**	0.5271	0.4367	0.4082	0.4212
2	0.6821**		0.8493**	0.7120**	0.7695**	0.7284**	0.7319**
3	0.7883**	0.9389**		0.9721**	0.9113**	0.8712**	0.9111**
4	0.6172*	0.9243**	0.9880**		0.9485**	0.9224**	0.9699**
5	0.4669	0.8727**	0.9440**	0.9858**		0.9639**	0.9577**
6	0.4510	0.7982**	0.8690**	0.9327**	0.9868**		0.9691**
7	0.5311	0.8738**	0.9389**	0.9804**	1.0000**	0.9946**	

注：右上侧为表型相关系数，左下侧为遗传相关系数。

经统计分析， $D_{早}-V_{晚}$ （早龄胸径估计晚龄材积，下同）， $V_{早}-V_{晚}$ 及 $H_{早}-V_{晚}$ 的相关系数也基本表现了 $D_{早}-D_{晚}$ 的上述特点。

利用C. C. Lambeth^[7]早期选择的数学模型，即以早、晚期年龄比值(t/T)的自然对数(\ln)作自变量，以相应的表型相关系数为因变量进行回归，得各性状间的回归方程如表3。从各方程的参数可知，每个方程均达极显著水平，说明这些方程是适用的。

表3 各生长性状间早—晚龄相关系数的回归方程及其参数

生长性状间	综合回归方程	自由度	t	F	r
$D_{早}-D_{晚}$	$1.0477 + 0.3333 \ln x$	19	10.26**	105.21**	0.9204**
$H_{早}-H_{晚}$	$0.8239 + 0.4318 \ln x$	19	5.76**	33.10**	0.7972**
$V_{早}-V_{晚}$	$1.0107 + 0.4763 \ln x$	19	6.52**	42.55**	0.8315**
$D_{早}-V_{晚}$	$0.9468 + 0.2258 \ln x$	19	4.74**	22.50**	0.7364**
$H_{早}-V_{晚}$	$0.7456 + 0.4057 \ln x$	19	5.08**	25.75**	0.7586**
$D_{早}H_{早}-V_{晚}$	$0.9605 + 0.2016 \ln x$	19	4.00**	16.01**	0.6761**

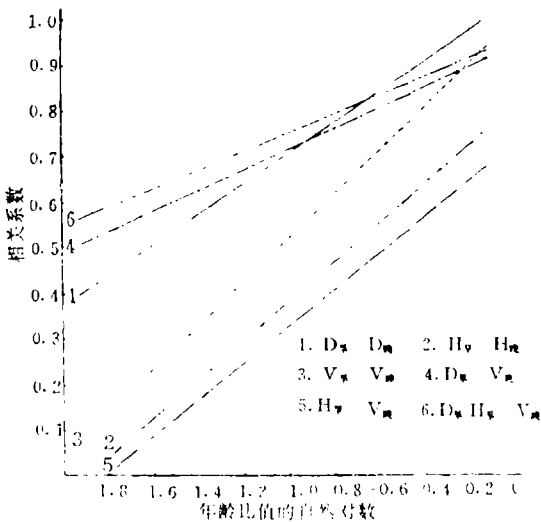


图1 生长性状向早晚期相关系数

将表3中的回归方程绘成图1可直观看出： $D_{早}-D_{晚}$ 、 $D_{早}-V_{晚}$ 、 $D_{早}H_{早}-V_{晚}$ 的相关系数值较大(见图1中第1、4、6条回归线)，相关较为密切，因而以早期胸径和树高作为早期选择的性状更为可靠。

2.3 早期选择的效率及最佳选择年龄

根据早期选择效率公式 $E = \gamma_{PTt} \cdot (T + m) / (t + m)$ 计算选择效率。式中 T 为轮伐期年龄， t 为早期选择年龄， m 为更新期。如泡桐的更新期按1 a计算，用2 a胸径预测12 a的胸径其效率为：

$$E = \gamma_{PTt} \cdot (T + m) / (t + m)$$

$$= [1.0477 + 0.3333 \ln (2/12)] \times (12 + 1) / (2 + 1) = 1.9522$$

即12年时轮伐，平均每年的增益比12年生时高1.9522倍。计算结果见表4。

表4 各林龄的早期选择效率

性状	早期 选择 年龄	6		9		12		15		18	
		相关系数	选择 效率	相关系数	选择 效率	相关系数	选择 效率	相关系数	选择 效率	相关系数	选择 效率
$D_{早}-D_{晚}$	2	0.6815	<u>1.59</u>	0.5463	1.82	0.4505	1.95	0.3761	2.01	0.3154	2.00
	3	0.8167	1.43	0.6815	<u>1.70</u>	0.5857	<u>1.90</u>	0.5113	2.05	0.4505	2.14
	4	0.9126	1.28	0.7774	1.55	0.6815	1.77	0.6072	<u>1.94</u>	0.5464	2.08
	5	0.9869	1.15	0.8518	1.42	0.7559	1.64	0.6815	1.82	0.6208	<u>1.97</u>
	6			0.9126	1.30	0.8167	1.52	0.7423	1.70	0.6815	1.85
	7			0.9639	1.20	0.8681	1.41	0.7937	1.59	0.7329	1.74
	$D_{早}-V_{晚}$	2	0.6987	<u>1.63</u>	0.6072	<u>2.02</u>	0.5422	2.35	0.4918	2.62	0.4507
3		0.7903	1.38	0.6987	1.75	0.6338	<u>2.06</u>	0.5834	<u>2.33</u>	0.5422	2.58
4		0.8552	1.20	0.7637	1.53	0.6987	1.82	0.6483	2.07	0.6072	<u>2.31</u>
5		0.9056	1.06	0.8141	1.36	0.7491	1.62	0.6987	1.86	0.6576	2.08
6				0.8552	1.22	0.7903	1.47	0.7399	1.69	0.6987	1.90
7				0.8901	1.11	0.8251	1.34	0.7747	1.55	0.7335	1.74
$D_{早}H_{早}$ $-V_{晚}$		2	0.7390	<u>1.72</u>	0.6573	<u>2.19</u>	0.5993	<u>2.60</u>	0.5543	2.96	0.5175
	3	0.8208	1.44	0.7390	1.85	0.6810	2.21	0.6360	<u>2.54</u>	0.5993	<u>2.85</u>
	4	0.8788	1.23	0.7970	1.59	0.7390	1.92	0.6940	2.22	0.6573	2.50
	5	0.9237	1.08	0.8420	1.40	0.7840	1.70	0.7390	1.97	0.7023	2.22
	6			0.8788	1.26	0.8208	1.52	0.7758	1.77	0.7390	2.01
	7			0.9098	1.14	0.8518	1.38	0.8069	1.61	0.7701	1.83

注：划线者为相关系数显著时最大的选择效率，相对应的年龄为最佳选择年龄。

由于 $H_{早}-H_{晚}$ 、 $H_{早}-V_{晚}$ 和 $V_{早}-V_{晚}$ 的相关性较差或选择效率低，不能作为进行早期选择的性状，故计算结果从略。

最佳早期选择年龄的确定不仅要使选择效率最高，而且应该满足相关显著性。因而根据表4中相关系数和选择效率确定出最佳选择年龄如表5。

表5 各性状选择时的最佳年龄

性状	6	9	12	15	18
$D_{早}-D_{晚}$	2	3	3	4	5
$D_{早}-V_{晚}$	2	2	3	3	4
$D_{早}H_{早}-V_{晚}$	2	2	2	3	3

3 结论

(1) 从计算的表型相关和遗传相关可以看到，表型相关和遗传相关不仅方向一致，而且相关系数均达到显著或极显著水平。说明根据试验林中的实际表现进行的早期生长选择是可靠的。

(2) 以早期胸径估计晚期胸径和材积，早期胸径和早期树高共同估计晚期材积的相关极显著，因而可以根据胸径和树高两个性状进行优良无性系的早期预测。而以早期树高估计晚期树高和材积、早期材积估计晚期材积的相关性较差，说明仅以幼龄树高来预测成熟期的树高和材积是不可靠的；以幼龄的材积估计晚期材积，也不能达到早期选择的目的。

(3) 在集约经营的条件下，泡桐人工林一般需10~12 a (或15 a)即可成材采伐。因而可

根据育种目的,当试验林达3年生时即可对各品系进行评价,从中选择适合育种目标的优良无性系。

参 考 文 献

- 1 郭荣领,王明麻,黄敏仁,等.黑杨派新无性系研究.南京林业大学学报,1989,(1),10~21.
- 2 梁一池.杉木幼、熟龄生长性状相关性及早选择的研究.林业科技通讯,1984,(2),1~3.
- 3 卫海荣.白榆数量性状早晚期相关及早选择年龄的研究.内蒙古林学院学报,1989,(1),46~50.
- 4 马常耕,田志和.白榆种源试验中选择年龄的探索.林业科学,1991,(2),111~116.
- 5 南京林产工业学院主编.树木遗传育种学.北京:科学出版社,1982,269~277.
- 6 马育华.植物育种的量遗传学基础.南京:江苏科学技术出版社,1982,333~341.
- 7 Lambeth C C. Juvenile—mature correlations in Pinaceae and implications for early selection. Forest Sci., 1980, 26(4): 571~580.

A Study on the Early Selection of Superior Paulownia Clones

Wei Anzhi Yang Tuxi

Abstract Based on the measurements of eight-year-old test plantation of paulownia, the juvenile—mature correlations of height, diameter and volume were analysed by means of rank correlation, genetic correlation and phenotype correlation. The linear regression equation of the juvenile—mature correlation was set up and the annual efficiency at different selection age was calculated. The results show that the early selection of superior paulownia clones is feasible and the expression of paulownia clones at the age of three could be used to predict the growth of clones at the age of ten to fifteen. Therefore, it is possible to select good clones when they are three years old.

Key words paulownia, early selection, juvenile—mature correlation, optimum selection age, selection efficiency

Wei Anzhi, Assistant professor, Yang Tuxi (Northwestern Institute of Botany Chinese Academy of Science, Yangling, Shaanxi Province 712100).