

文章编号: 1001-1498(1999) 05-0505-05

# 利用线性模型检验杉木不同种源 立地指数曲线模型的通用性\*

李希菲<sup>1</sup>, 王明亮<sup>1</sup>, 黄旺志<sup>2</sup>

(1. 中国林业科学研究院资源信息研究所, 北京 100091; 2. 河南省信阳地区林业科学研究所, 河南信阳 464031)

**摘要:** 应用线性模型统计推断理论检验了杉木种源对立地指数曲线的影响。洪雅和鸡公山种源试验材料分析表明: (1) 同一地区不同种源的立地指数不同, 相同种源不同地区的立地指数也不同, 这说明立地指数的差异是遗传和环境差异的综合体现; (2) 不同种源立地指数曲线的斜率相同, 即各种源优势高生长规律相同, 因此可以用同一个模型来描述, 这对杉木模型的通用性提供了很好的依据。

**关键词:** 线性模型; 立地指数曲线; 杉木种源

**中图分类号:** S722.7      **文献标识码:** A

计算机技术的发展推动了模型和模拟技术在林分生长、收获和预估中的广泛应用。通常, 对一个地区、一个树种建立一个生长收获模型, 当把它应用于其它树种或地区时, 必须对模型进行校准, 即: 使用新的样地数据对原模型参数进行验证或重新估计模型参数。因此, 生长收获模型的通用性及模型参数的稳定性就是建模时必须考虑的问题。

通常, 测树学家用优势高生长指示立地的生产潜力, 实质上高生长是综合环境差异和遗传变异的树木表现型反映。在过去 20 a 间, 各国都进行了大量不同种源或遗传改良品种的田间实验<sup>[1-3]</sup>, 结果表明: 不同种源在同一地区的生长是不同的, 例如杉木 (*Cunninghamia lanceolata* (Lamb.) Hook.) 种源间的差异, 在高、直径、材积生长上都达到显著或极显著的水平, 而且不同立地条件种源的适应性也有所不同<sup>[1]</sup>。因而不同种源的杉木在同一地区的生长(同一实验条件下)会具有不同的立地指数。这样就产生了一个问题, 在同一地区、不同种源的杉木, 是否可以用同一生长收获模型来描述。例如: 虽然不同种源的杉木优势高生长差异显著, 具有不同的立地指数, 但是它们是否属于同一地位指数曲线族, 是否可以用同一地位指数方程来描述。本文采用线性模型中的统计假设推断理论来研究并回答以上问题。

## 1 材 料

全国杉木种源试验基因库资料: 河南省信阳地区鸡公山林场及四川省洪雅县洪雅林场所设种源试验区。1979 年采种, 1980 年育苗, 1981 年造林, 株行距 2 m × 2 m, 采用平衡格子不完

收稿日期: 1998-10-15

基金项目: 获 1997 ~ 1999 年国家自然科学基金项目“林分生长的地理和种源变异及其模型的研究”资助。

\* 本文得到原全国杉木种源试验协作组洪菊生、陈伯望、赵世远、段官安、刘朝禄、杜化堂、杨涛等同志大力支持; 唐守正院士给予指导, 一并致谢。

第一作者简介: 李希菲(1940-), 女, 福建惠安人, 研究员。

全区组设计。洪雅林场参试种源为194个,随机区组设计,单株小区,40个重复,每种源共40株。鸡公山林场随机区组平衡格子设计,参试种源为183个,2526个小区,每小区4株,每种源56株。两地区均7~10次重复测胸径及部分(或全部)树高。本次研究取两地6~16a、6次重复观测的胸径和树高资料计算。优势高的确定方法是:洪雅各种源2株单株最高树平均高。鸡公山是各种源3株单株最高树的平均高。由于参试种源繁多,数据庞大,为简要起见,按照杉木种源协作组已选出的杉木种源丰产稳定性类型<sup>[1]</sup>,取高产稳产7个种源;高产中稳5个种源;平产平稳种源10个;低产不稳种源4个。用以上26个种源为代表进行研究,并将这26个种源按顺序编号,使计算结果简洁明了。

表1 参加计算的种源及编号

类 型	编 号 / 种 源										
高产稳产	1 邻水	2 建瓯	3 大田	4 铜鼓	5 乐昌	6 融水	7 白云				
高产中稳	8 南平	9 洪雅	10 会同	11 贺县	12 锦屏						
平产平稳	13 新县	14 开化	15 乐安	16 通山	17 鹤峰	18 恩施	19 永顺	20 安化	21 祁阳	22 屏边	
低产不稳	23 句容	24 歙县	25 龙泉	26 平坝							

## 2 立地指数方程

杉木全国立地指数方程<sup>[2-7]</sup>采用:  $\ln H = a + b/t + \epsilon$ , 式中  $H$  为优势高,  $t$  为林分年龄,  $\epsilon$  是随机误差,  $a$  和  $b$  是参数, 此式可以改写为

$$\ln H = \ln S + b(1/t - 1/t_0) + \epsilon \quad (1)$$

式中  $S$  为立地指数,  $t_0$  为立地指数的基准年龄(对杉木  $t_0 = 20$ )。

令  $y_{ijt} = \ln H_{ijt}$  为第  $i$  个种源, 第  $j$  株优势木在年龄  $t$  的树高的对数; 令  $a_i = \ln S_i$  为第  $i$  个种源在某立地条件下的立地指数的对数; 令  $b_i$  为第  $i$  种源立地指数曲线的(对数)斜率。由此, 方程(1)可写成:

$$y_{ijt} = a_i + b_i(1/t - 1/t_0) + \epsilon_{ijt} \quad (2)$$

(2) 正是一个统计线性模型。要推断的是下述两件事情:

第一, 是否所有种源立地指数  $S_i$  都相同, 即检查下述零假设

$$H_{01}: a_1 = a_2 = \dots = a_m \quad (m \text{ 为种源数}) \quad (3)$$

第二, 是否所有种源的立地指数曲线具有相同的斜率  $b$ , 即检查零假设

$$H_{02}: b_1 = b_2 = \dots = b_m$$

## 3 线性模型统计推断的一般原理

线性模型的一般形式如下:

$$y = x\beta + \epsilon \quad (5)$$

$$\text{cov}(\epsilon) = V$$

式中  $y$  是  $n$  维观测向量,  $x$  是  $n \times p$  的设计矩阵(已知),  $\beta$  是  $p$  维未知固定效应(参数),  $\epsilon$  是  $n$

维随机误差。并不要求  $\epsilon$  独立或齐次, 但假设  $\epsilon$  是正态分布, 方可用最大似然估计确定  $V$  的元素, 记  $V$  的估计矩阵为  $\hat{V}$ , 则方程 (5) 的  $\beta$  的最优估计  $\hat{\beta}$  满足下述正规方程

$$X' \hat{V}^{-1} X \beta = X' \hat{V}^{-1} y \tag{6}$$

关于固定效应  $\beta$  线性推断的一般形式为: 检查零假设  $H_0, H\beta = 0$  其中  $H$  是  $h \times p$  维的假设矩阵(某些文件中称 Contrast)。在  $\epsilon$  是正态分布的假设下, 下述统计量

$$F = \beta' H' (H' (X' \hat{V}^{-1} X)^{-1} H)^{-1} H \beta / \text{rank}(H) \tag{7}$$

是具有自由度  $\text{rank}(H)$  和  $n - \text{rank}(X)$  的  $F$  分布, 由此可以推断零假设  $H_0$  是否成立。

#### 4 关于立地指数曲线的统计推断结果

方程(2) 是统计线性模型(5) 的一个特殊形式, 其中

$$\beta = [a^1 \dots a^m, b^1 \dots b^m]$$

$$y' = [y_m \dots y_{mJT}]$$

$m$  为种源数 ( $m = 26$ ),  $J$  为测定的优势高株数(洪雅  $J = 2$ , 鸡公山  $J = 3$ ),  $T$  为观测的时间点数 ( $T = 6$ )  $n = mJT$ 。由方程(2) 容易构造出设计矩阵  $X$ 。

据资料, 各年龄优势高的方差并不相等, 利用最大似然估计, 各年龄方差如表 2, 因此, 取误差矩阵  $V$  为分块对角矩阵, 相同年龄具有相同的方差。

表 2 各年龄优势高(对数) 方差

地 点	年 龄 $l_a$					
	6	8	10	12	14	16 或 17
洪 雅	0.008 35	0.009 23	0.005 90	0.005 70	0.002 74	0.003 39
鸡公山	0.006 42	0.003 94	0.004 44	0.006 16	0.003 12	0.003 47

为检查各种源立地指数是否相同, 其零假设  $H_{01}$  对应的假设矩阵  $H_{01}$  是  $(m - 1) \times 2m$  维矩阵

$$H_{01} = \left[ \begin{array}{cccccc} 1 & 0 & \dots & 0 & -1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1 & \dots & 0 & -1 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & & & & & & & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 1 & -1 & 0 & \dots & 0 \end{array} \right] \left. \vphantom{\begin{array}{cccccc} 1 & 0 & \dots & 0 & -1 & 0 & \dots & 0 \end{array}} \right\} (m-1) \text{ 行}$$

$m$  列                                   $m$  列

为检查各种源立地指数曲线(对数) 斜率是否相同, 其零假设  $H_{02}$  对应的假设矩阵  $H_{02}$  为

$$H_{02} = \left[ \begin{array}{cccccc} 0 & \dots & 0 & 1 & 0 & \dots & 0 & -1 \\ 0 & \dots & 0 & 0 & 1 & \dots & 0 & -1 \\ \vdots & & & & & & & \vdots \\ 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 1 & -1 \end{array} \right] \left. \vphantom{\begin{array}{cccccc} 0 & \dots & 0 & 1 & 0 & \dots & 0 & -1 \end{array}} \right\} (m-1) \text{ 行}$$

$m$  列                                   $m$  列

到此, 已经把检查不同种源立地指数及立地指数曲线斜率的问题(2) ~ (4) 化成线性模型的一

般形式。由线性模型的一般理论, 即由(6)式解出 $\beta$ 代入(7)式, 计算出统计量  $F$  (表3), 就可以做出初步统计推断。

表3 立地指数和立地指数曲线斜率检查结果

地点	方差来源	观测数	第一自由度	第二自由度	F 值	大于 F 的概率
洪雅	立地 $a_i$	312	25	260	5.50	0.000 1
	斜率 $b_i$	312	25	260	1.11	0.329 2
鸡公山	立地 $a_i$	468	25	416	1.64	0.027 8
	斜率 $b_i$	468	25	416	1.40	0.098 0

由表3见, 洪雅和鸡公山两地不同种源的立地指数曲线族斜率都不足以推翻假设(0.95可靠性), 但推翻立地相同的假设, 洪雅可靠性超过99.9%, 鸡公山可靠性超过95%。因此, 初步推断, 在同一地区不同种源造林的林分具有不同的立地指数, 这已是种源实验所证实的。但是, 不同种源的立地指数曲线族具有大致相同的斜率, 为了求得这个共同的斜率, 将模型(2)改为:

$$y_{ijt} = a_i + b(1/t - 1/t_0) + \epsilon_{ijt} \quad (8)$$

在(8)式中  $i, j, t$  的含义同(2)式, 但认为每种源有相同的曲线斜率  $b$ , 由此线性模型, 同时算出各种源立地指数的对数  $a_i$  (可得立地指数  $S_i$ ) 和共同的斜率  $b$

洪雅:  $b = -10.012 0 \pm 0.125 7$ ; 鸡公山:  $b = -10.085 1 \pm 0.090 9$

各种源立地指数的对数  $a_i$  及相应立地指数  $S_i$  列于表4。

表4 洪雅、鸡公山26个种源立地指数

种源号	洪雅		鸡公山		种源号	洪雅		鸡公山	
	$a_i$	$S_i$	$a_i$	$S_i$		$a_i$	$S_i$	$a_i$	$S_i$
1	2.783 3	16.17	2.789 0	16.26	14	2.775 3	16.04	2.767 7	15.92
2	2.797 8	16.41	2.762 6	15.84	15	2.719 5	15.17	2.739 3	15.48
3	2.855 0	17.38	2.773 8	16.02	16	2.837 9	17.07	2.742 1	15.52
4	2.830 7	16.96	2.733 0	15.38	17	2.863 9	17.53	2.735 0	15.41
5	2.766 8	15.91	2.737 1	15.44	18	2.853 0	17.34	2.714 9	15.10
6	2.768 8	15.94	2.810 6	16.62	19	2.770 8	15.97	2.769 5	15.95
7	2.923 7	18.61	2.763 6	15.86	20	2.771 1	15.98	2.745 6	15.57
8	2.772 7	16.00	2.726 9	15.29	21	2.619 8	13.73	2.708 5	15.01
9	2.810 5	16.62	2.770 7	15.97	22	2.791 9	16.31	2.728 4	15.31
10	2.801 6	16.47	2.753 9	15.70	23	2.738 0	15.46	2.711 8	15.06
11	2.784 0	16.18	2.712 2	15.06	24	2.693 5	14.78	2.690 2	14.73
12	2.866 9	17.58	2.775 8	15.73	25	2.732 7	15.37	2.665 8	14.38
13	2.798 7	16.42	2.744 5	15.56	26	2.722 0	15.21	2.773 0	16.01

## 5 结 论

用统计线性模型推断洪雅和鸡公山2个种源实验区, 表明不同种源的立地指数是不同的, 相同的种源在不同的地区种植, 所得立地指数也不同, 说明立地指数是遗传和环境差异的综合体现。这正是许多实验已证实的<sup>[8,9]</sup>, 说明该方法可行。但每个种源是否都要建立自己的立地指数曲线? 研究证实, 虽然各种源的立地指数不同, 但其立地指数曲线的斜率是相同的, 也就是说

各种源优势高生长的规律相同, 因此可以用同一个模型来描述, 这对杉木模型的通用性提供了很好的依据。

本文已算出洪雅和鸡公山 2 个实验区的立地指数曲线族斜率数值, 初步推断两地的斜率差异也不显著, 但尚不能说明不同种源、不同地区生长的杉木有相同的立地指数曲线斜率这一结论, 应当补充多地区资料, 才能进一步论证。关于杉木林分断面积模型的通用性及杉木种源地理变异的影响及模型描述, 都是需要进一步讨论的问题。

### 参考文献:

- [1] 全国杉木种源试验协作组. 杉木种源丰产性评价[J]. 林业科学研究, 1994, 7(专刊): 1~37.
- [2] 罗伯特 A 蒙舍雷德, 格劳德 E 雷弗尔德. 花旗松立地指数变异的遗传和环境成分[J]. 王庆华译. 国外林业译丛, 1993, (1): 5~9.
- [3] 南方十四省区杉. 木栽培科研协作组. 全国杉木实生林地地位指数表的编制和应用[J]. 林业科学, 1988, 18(3): 265~278.
- [4] 李希菲, 唐守正, 王松龄. 大岗山实验局杉木人工林可变密度收获表的编制[J]. 林业科学研究, 1988, 1(4): 382~389.
- [5] 刘景芳, 董书振. 杉木林经营新技术[J]. 世界林业研究, 1996, 9(专辑).
- [6] 唐守正. 广西大青山马尾松全林整体模型及其应用[J]. 林业科学研究, 1991, 4(增刊): 8~13.
- [7] 唐守正. 多元统计分析方法[M]. 北京: 中国林业出版社, 1986.
- [8] Buford M A. Height-diameter relationship at age 10 in loblolly pine seed sources[J]. For. Sci., 1986, 32(3): 812~818.
- [9] Montenegro F, Meneses V, Wright J A. Growth of *Pinus muricata* provenances in the highlands of Ecuador[J]. For. Ecol. Manag., 1997, 99: 291~294.

## An Application of Linear Model to Testing the Universal Applicability of Site Index Curves for Chinese Fir Provenances

LI Xi-fei<sup>1</sup>, WANG Ming-liang<sup>1</sup>, HUANG Wang-zhi<sup>2</sup>

(1. The Research Institute of Forest Resources Information Techniques, CAF, Beijing 100091, China;

2. Forestry Institute of Xinyang District, Henan Province, Xinyiang 464031, Henan, China)

**Abstract:** The theory of statistical inferences for linear model was employed to test the effect of Chinese fir provenances on site index curves (dominant height growth curves). The results of analyzing two experimental farms, Hongya and Jigongshan, showed that, (1) both site indices of different provenances in the same region and those of the same provenances in different regions were both of significant difference, which suggested that variation in site indices was a combination of variation both in genetics and in environment. (2) The slope parameters of site index curves for different provenances were of no significant difference, which meant that the dominant heights of different provenances followed the same growth development. Consequently the dominant height growths of different provenances could be described by a similar growth model, which provided good evidence in support of the universal applicability of Chinese fir growth and yield models.

**Key words:** linear model; site index curves; Chinese fir provenances