

基于非线性混合效应模型的3个针叶树种削度方程研究

李春明 付卓

The Taper Equation of 3 Coniferous Tree Species Based on Nonlinear Mixed Effects Models

Li Chunming, Fu Zhuo

引用本文:

李春明, 付卓. 基于非线性混合效应模型的3个针叶树种削度方程研究[J]. 西南林业大学学报, 2021, 41(1):118-124. doi: 10.11929/j.swfu.202004045

Li Chunming, Fu Zhuo. The Taper Equation of 3 Coniferous Tree Species Based on Nonlinear Mixed Effects Models[J]. Journal of Southwest Forestry University(Natural Science), 2021, 41(1):118–124. doi: 10.11929/j.swfu.202004045

在线阅读 View online: https://doi.org/10.11929/j.swfu.202004045

您可能感兴趣的其他文章

Articles you may be interested in

基于广义混合效应模型的云冷杉林天然更新计数方法研究

The Natural Regeneration Count Model of Spruce-fir Mixed Stand Based on Generalized Mixed Effect Models 西南林业大学学报. 2020, 40(5): 108 https://doi.org/10.11929/j.swfu.202002026

林分生长率非线性混合模型的构建

Construction of Nonlinear Mixed Model of Stand Growth Rate 西南林业大学学报. 2017, 34(1): 149 https://doi.org/10.11929/j.issn.2095-1914.2017.01.024

昆明市4个主要针叶树种林分断面积生长模型研究

Stand Basal Area Growth Models for 4 Main Coniferous Species in Kunming 西南林业大学学报. 2018, 38(4): 119 https://doi.org/10.11929/j.issn.2095-1914.2018.04.019

基于混合效应模型的曲靖市云南松林地上生物量遥感估测

Remote Sensing Estimation on Aboveground Biomass for *Pinus yunnanensis* Forests in Qujing City Using Mixed Effect Models 西南林业大学学报. 2020, 40(1): 104 https://doi.org/10.11929/j.swfu.201907044

香格里拉市云冷杉林蓄积量遥感估测非参数模型研究

Nonparametric Model for Remote Sensing Estimating the Volume of Spruce-Fir Forest in Shangri-La 西南林业大学学报. 2019, 39(1): 146 https://doi.org/10.11929/j.swfu.201811019

基于MaxEnt模型的11种云南常见阔叶树种气候适宜性研究

Study on Climate Suitability of 11 Species of Common Broad-leaved Trees in Yunnan Based on MaxEnt Model 西南林业大学学报. 2020, 40(5): 64 https://doi.org/10.11929/j.swfu.201906003

DOI: 10.11929/j.swfu.202004045

引文格式:李春明, 付卓. 基于非线性混合效应模型的 3 个针叶树种削度方程研究 [J]. 西南林业大学学报(自然科学), 2021, 41(1):118-124.

基于非线性混合效应模型的3个针叶树种削度方程研究

李春明1 付 卓2

(1. 中国林业科学研究院资源信息研究所,北京100091;2. 生态环境部卫星环境应用中心,北京100094)

摘要:以96块云冷杉林中的3个主要优势树种解析木数据为例,基于混合效应模型方法,选择 2个常用的削度方程,构建红松、冷杉和云杉树木的削度方程,并与传统方法进行模拟效果比较,采 用验证数据进行精度验证。结果表明:这3个树种削度方程在考虑混合效应模型方法后,AIC、 BIC和-2logL指标值均明显下降,说明混合模型的模拟效果都比传统模型的模拟精度高。利用确定 系数、均方根误差及绝对平均残差3个指标进行评价,模拟与验证数据均支持此结论。考虑3个树 种2个拐点的Max等的分段削度方程,都高于Kozak等的简单削度方程的模拟和验证精度。

关键词:削度方程;混合效应模型;固定效应;随机效应;云冷杉林

中图分类号: S758 文献标志码: A 文章编号: 2095-1914(2021)01-0118-07

The Taper Equation of 3 Coniferous Tree Species Based on Nonlinear Mixed Effects Models

Li Chunming¹, Fu Zhuo²

(1. Institute of Forest Resource Information Techniques, Chinese Academy of Forestry, Beijing 100091, China; 2. Ministry of Ecology and Environment Center for Satellite Application on Ecology and Environment, Beijing 100094, China)

Abstract: Taking the stem analysis data of 3 dominant species in 96 spruce-fir stands as an example, 2 commonly used taper equation are selected to construct taper equation of *Pinus koraiensis*, *Abies fabri* and *Picea asperata* based on mixed effects models, the result will compare and verify the accuracy with that of the traditional method based on the verification data. The result shows the value of AIC, BIC, and -2logL are obviously decreased after considered the mixed effect model method, which indicates that the simulation effect of mixed model is higher than that of the traditional model. Three indexes of correlation coefficient, root mean square error, and determining average residual error, are used to compare the accuracy of taper equation, both the accuracy of simulation data and validation data all support above mentioned conclusion. The accuracy of the Max et al. segmented taper equation of 2 inflection points in simulation and verification is higher than that of Kozak et al. simple taper equation.

Key words: taper equation; mixed effects model; fixed effect; random effect; spruce-fir stand

编制科学合理的森林经营方案,需要编制通 用性的材种出材率表^[1-2]。削度是描述树干直径沿 其树干向上随树干直径位置的升高而逐渐减小变 化的程度,是用来说明干形变化的一种指标^[3]。

收稿日期: 2020-04-18;修回日期: 2020-06-09

基金项目:国家自然科学基金面上项目(31570625)资助。

第1作者:李春明(1975—),男,博士。研究方向:森林生长模拟方法。Email:lichunm@ifrit.ac.cn。

削度方程可以为森林经营者提供树干任意部位的 直径、树干任意部分直径的高度、全树干材积以 及从地面到任意高度的商品材材积^[4]。构建树干 削度方程已成为编制材种出材率表的首选方法和 基础工作。在欧美等国家,树干削度方程已经逐 渐取代材积表和材积方程^[5]。因此,构建一个精 度高的削度方程,可用较少的样木资料取得较为 理想的结果,以满足生产上不同材种规格的需 要。削度方程其主要形式有简单削度方程^[6-9]、分 段削度方程^[10-14]和可变指数削度方程^[15-19]。任何 一个削度方程都不可能完满地描述所有树种树干 形状的变化,同时也不会完全适应某一树种的所 有林分。

在构建削度方程时,通常选择具有典型代表 性样地中的多株树木,然后进行树干解析获取数 据。这些树木由于所处环境不同,树木之间其形 状会存在大的差异,另外数据存在着重复测量等 特点。在构建削度方程时,存在着数据和统计上 的挑战。混合效应模型方法能满足独立同分布的 假设,能得到最好线性无偏估计,即能反映总体 平均水平又能够体现林分或树木之间的差异,可 以很好的解决削度方程中存在的上述问题。目 前,国内外很多学者在构建削度方程时,已经考 虑数据间存在的这些问题。例如基于混合效应模 型方法的简单削度方程^[20],基于混合效应模型方 法的分段削度方程^[3,14,20-21],基于混合效应模型方 法的可变指数削度方程^[22-25]。

本研究以吉林省汪清林业局 96 块云冷杉针 阔混交林局级固定样地为例,构建云杉(Picea asperata)、冷杉(Abies fabri)和红松(Pinus ko-raiensis)等优势树种的削度方程。把 3 个树种的

解析木数据分为两部分,一部分为模拟数据,一 部分为验证数据(每个树种选择5株)。选择 2种常用的削度方程,利用传统的拟合方法进行 拟合,并在此基础上考虑样木水平的随机效应, 构建基于混合效应模型方法的树干削度方程。选 择均方根误差、绝对平均残差和确定系数等指 标,对基于混合效应模型方法的削度方程与传统 的削度方程拟合方法进行精度比较,最后确定理 想的削度方程。

1 数据来源

本研究区位于吉林省汪清林业局金沟岭林场 境内(43°17′~43°25′N,130°05′~130°20′E)。 在 1987年设立了 96 块云冷杉针阔混交林样地 (20 m×30 m)。在设立的云冷杉针阔混交林中, 以云杉、冷杉为主要优势树种,其他主要树种 包括红松、白桦(Betula platyphylla)、水曲柳 (Fraxinus mandschurica)、椴树 (Tilia tuan)和 色木槭(Acer mono)等。在每个样地中按红松、 云杉和冷杉3种树种分别选择1株标准木作为解 析木。解析木在伐倒后量测其胸径、树高和基部 年龄。树木采用2m区分段,其各段分别在伐根 0、1.3、3.6、5.6、7.6 m 等位置截取圆盘, 在最 后一段不足2m时,在高于上一段1m处截取最 后一个圆盘。对每1株树木分段测量各圆盘的带 皮胸径和去皮胸径。由于一些解析木存在数据质 量问题,最后共选择了82株云杉、95株冷杉和 71 株红松解析木数据。每个树种选择5 株树木作 为验证数据,其余作为模拟数据。树干材积采用 平均断面区分求积式进行计算,3个树种的胸 径、树高及年龄等信息见表1。

表1 云杉、冷杉和红松等3种树种树干解析统计

Table 1	The statistical resul	ts of stem analy	sis for 3 spe	cies including P	P. asperata, A.	fabri and P. koraiensis

统计 因子	云杉			冷杉						林分因子						
	胸径/	树高/	年龄/	材积/	胸径/	树高/	年龄/	材积/	胸径/	树高/	年龄/	材积/	林分平均	林分平	公顷株数/	林龄
	cm	m	а	m ²	cm	m	а	m ²	cm	m	а	m ²	胸径/cm	均高/m	(株·hm ⁻²)	/a
最大值	56.8	27.6	215	3.3034	28.1	20.1	107	0.4830	30.7	19.9	133	0.5461	40.4	30.1	3950	150
最小值	7.0	7.2	16	0.0205	6.0	6.1	20	0.0104	7.4	6.7	10	0.0299	7.6	7.4	1011	10
平均值	18.3	13.5	63	0.2338	18.5	14.6	56	0.1947	21.5	13.6	98	0.3061	15.6	10.4	1 460	54
标准差	6.4	3.3	28	0.4078	4.5	2.5	19	0.0929	5.5	2.9	29	0.1257	3.7	1.1	610	14

2 研究方法

2.1 基础模型

本研究采用了2个常用的削度方程形式。第

1 个是 Kozak 等^[6] 在 1969 年提出的简单多边形削 度方程,具体见式(1),文中简称 F1。Max 等^[10] 于 1976 年在 Kozak 等简单削度方程基础上发展出 分段削度方程,具体见式(2),文中简称 F2。 2个削度方程的具体形式如下:

$$(d/D)^{2} = [b_{1}((h/H) - 1) + b_{2}((h/H)^{2} - 1)] + e$$
(1)
$$(d/D)^{2} = [b_{1}((h/H) - 1) + b_{2}((h/H)^{2} - 1) + b_{2}((h/H)^{2}$$

$$I_{i} = \begin{cases} 1 & h/H \le a_{i} \\ 0 & h/H > a_{i} \end{cases} i = 1,2$$
(2)

式中: d为树干 h高处的带皮直径; D为带皮胸径; H为全树高; h为从地面起算到某一直径位置的高度。 b_1 、 b_2 、 b_3 、 b_4 为模型待估参数, a_1 、 a_2 为树干下部和上部拐点处的相对高度。e为模型误差项。

2.2 非线性混合效应模型

非线性混合效应模型包括固定效应参数和随 机效应参数两部分。在利用混合效应模型时,候 选的削度方程一般表达形式如式(3)。

$$\begin{cases} (d/D)_{ij}^2 = f(\phi_{ij}, v_{ij}) + \varepsilon_{ij}, & i = 1, \cdots, M; j = 1, \cdots, n_i \\ \phi_{ij} = A_{ij}\beta + B_{ij}b_i & (3) \\ \varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2) & b_i \sim N(0, D) \end{cases}$$

式中: (*d*/*D*)²_{ij}是第*i*个研究对象中第*j*次观测的直 径/胸径的平方值。*M*是研究对象的数量,本研究 具体指某1株解析木。*n*_i是在第*i*个研究对象上观 测的次数,本研究指某1株数木具体的某一圆盘 编号。*f*是真实值,是一个研究对象中具体参数 向量*φ*_{ij}和变值向量*v*_{ij}的可微函数,*ε*_{ij}是服从正态 分布的误差项。β是(*p*×1)维固定效应向量,*b*_i是 带有方差协方差矩阵*D*的(*q*×1)维随机效应向量, *A*_{ij}和*B*_{ij}是相应的设计矩阵。上式通常被假定为是 与不同研究对象相对应的观测资料是相互独立的 并且在群体内产生的误差与*b*_i无关。

2.3 模型评价和检验指标

通常选择 AIC 信息准则(AIC)、BIC 信息 准则(BIC)和-2 倍对数似然值(-2logL)等3个 指标来比较模型间的拟合效果,评估模型对特定 数据集的拟合优度,表示模型预测值与数据集中 观测值之间的距离。指标值越小,说明模型的模 拟效果越好^[26]。选择似然比卡方检验(LRT)来 比较模型之间的差异程度。

在对模型进行精度验证时,选择确定系数 (R^2)、均方根误差 (RMSE)和绝对平均残差 ($|\overline{E}|$)进行评价,如式 (4)~(6)。

$$R^{2} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{m} \sum_{j=1}^{n} (\operatorname{est}_{i} - \operatorname{obj}_{i})^{2}}{\sum_{i=1}^{m} \sum_{j=1}^{n} (\operatorname{obj}_{i} - \overline{\operatorname{obj}}_{i})^{2}}$$
(4)

RMSE =
$$\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{m} \sum_{j=1}^{n} (obj_{ij} - est_{ij})^2}{N-1}}$$
 (5)

$$|\overline{E}| = \sum_{i=1}^{m} \sum_{j=1}^{n} \frac{|(obj_{ij} - est_{ij})|}{N}$$
 (6)

式中: est_i 为直径的预测值, obj_i 为直径的测量 值, $\overline{obj_i}$ 为实测直径的平均值。N为所有解析木 的总体圆盘数量, m为解析木数量, n为某一样 木的圆盘数。

2.4 模型验证

在对模型进行验证时,传统方法需要根据估 计出的参数来计算验证数据的均方根误差、绝对 平均残差和确定系数。而混合效应模型需要计算 验证数据中具体解析木的随机效应参数值,然后 再计算均方根误差、绝对平均残差和确定系数。 随机效应参数的计算方法可参考 Vonesh 等^[27],具 体的计算公式如式(7)。

 $\hat{b}_{i} = \hat{D}\hat{Z}_{i}^{\mathrm{T}}(\hat{R}_{i} + \hat{Z}_{i}\hat{D}\hat{Z}_{i}^{\mathrm{T}})^{-1}\hat{e}_{i}$ (7)

式中: *b*_i是带有方差协方差矩阵的随机效应向 量, **D**为随机效应方差协方差矩阵, *R*_i为解析木 *i*的误差效应方差协方差矩阵, *e*_i为解析木*i*残差向 量, *2*_i为解析木*i*设计矩阵。

3 结果与分析

3.1 模拟结果

利用 SAS 的 NLMIXED 模块对 Kozak 等^[6] 和 Max 等^[10] 的 2 个削度方程进行参数的拟合,具体 结果见表 2。利用确定系数、均方根误差和绝对 平均残差计算误差,并利用 LRT 指标对传统削度 方程模拟结果和基于非线性混合效应模型模拟结 果进行比较,具体结果见表 3。其中,Kozak 等^[6] 的简单削度方程简称 M1, Max 等^[10] 的分段削度 方程简称 M2, Kozak 等^[6] 的简单削度方程考虑随 机效应的方程简称 M1a, Max 等^[10] 的分段削度方 程考虑随机效应的方程简称 M2a。

由表 2~3可知,这2个削度方程均显示 出较好的模拟效果,确定系数最小的为0.9610, 最大的为0.9912。无论是云杉、冷杉还是红松, F2计算出来的确定系数都要高于F1,而均方根 误差和绝对平均残差都要小于F1,这说明F2模 拟效果要好于F1。这2个削度方程,无论拟合 哪个树种,当考虑单木水平的随机效应后,均只 有1个随机参数收敛,考虑2个或2个以上参数 时,模型均不能够收敛。F1在参数b1上考虑随机 效应的模拟效果要好于b2上考虑随机效应。F2 在3个树种上的表现各不相同,在模拟红松时, b1的模拟效果最好。在模拟冷杉时,b4的模拟效 果最好。在模拟云杉时,b2的模拟效果最好。所 有3个树种,无论F1还是F2,在考虑随机效应 后模拟效果均有所提高(AIC、BIC和-2logL等 3个值降低),LRT值和*p*值显示效果均达显著 程度(*a*=0.05),并且确定系数、均方根误差和 绝对平均残差也支持 AIC、BIC 和-2logL 所获的 结论。

表 2 云杉、冷杉和红松 3 种树种不同削度方程的参数模拟结果

Table 2 The parameters simulation results of different taper equations for 3 species

including P. asperata, A. fabri and P. koraiensis

+++++++++++++++++++++++++++++++++++++++	模型										
የሚ ጥተ	形式	b_1	b_2	b_3	b_4	a_1	<i>a</i> ₂	差矩阵			
红松	M1	-2.944 1±0.076 5***	1.366 9±0.063 7***								
	Mla	-2.941 8±0.074 9 ^{#***}	1.362 5±0.062 1***					0.005 2			
	M2	-1.591 5±0.107 6***	0.462 2±0.083 1***	$0.146~6{\pm}0.072~0^{*}$	49.906 7±6.235 1***	0.999 6±0.162 0***	0.116 1±0.008 9***				
	M2a	-1.494 9±0.204 8 ^{#***}	0.430 7±0.119 3***	0.273 1±0.113 5*	32.694 1±9.544 5**	0.991 1±0.091 2***	0.151 2±0.031 1***	0.013 8			
冷杉	M1	-2.658 8±0.051 6***	1.205 9±0.042 8***								
	Mla	-2.657 4±0.050 3 ^{#***}	1.203 3±0.041 2***					0.004 5			
	M2	-1.645 2±0.078 9***	0.520 1±0.055 2***	$0.088\ 2{\pm}0.044\ 6^*$	58.322 8±20.579 3**	0.999 9±0.144 6***	0.095 6±0.019 1***				
	M2a	-1.668 3±0.028 1***	0.534 2±0.021 3***	0.098 5±0.022 1***	61.256 1±7.284 5 ^{#***}	0.963 4±0.067 7***	0.096 3±0.005 7***	0.003 8			
云杉	M1	-2.945 3±0.074 9***	1.349 4±0.062 2***								
	Mla	-2.941 0±0.072 4 ^{#***}	1.341 3±0.059 5***					0.009 7			
	M2	-1.482 8±0.109 4***	0.373 8±0.077 5***	0.166 8±0.063 2**	61.170 2±14.958 9***	0.999 8±0.108 9***	0.111 1±0.016 0***				
	M2a	-1.449 0±0.110 3***	0.361 2±0.077 5 ^{#***}	0.268 9±0.075 9***	50.797 1±8.587 3***	0.958 0±0.078 3***	0.123 8±0.013 2***	0.009 0			
注:	*表示P	<0.05, ^{**} 表示 <i>P</i> <0.01,	****表示P<0.001; [#]	*表示考虑随机效应	应后模拟效果最优的参	参数。					

表 3 云杉、冷杉和红松 3 种树种不同削度方程的模拟效果比较

 Table 3
 The comparison of accuracy of different taper equations for 3 species including *P. asperata*, *A. fabri* and *P. koraiensis*

	树种	模型形式	R^2	$ \overline{E} /cm$	RMSE/cm	AIC	BIC	-2logL	LRT	P值
_	红松	M1	0.9631	1.18	1.66	-317.6	-304.6	-323.6		
		Mla	0.9643	1.16	1.62	-319.6	-310.9	-327.6	4	< 0.05
		M2	0.9797	0.83	1.24	-759.6	-729.5	-773.6		<0.01
		M2a	0.9819	0.83	1.15	-830.6	-813.1	-846.6	73	
	冷杉	M1	0 974 8	0.86	1 23	-812.5	-798 3	-818 5		
		Mla	0.9749	0.86	1.23	-823.2	-813.2	-831.2	12.7	< 0.05
		M2	0.9851	0.64	0.95	-1.391	-1358	-1405		< 0.001
		M2a	0.991.2	0.50	0.74	-2 592	-2 572	-2608	1 203	
	云杉	MI	0.061.0	1.15	1.64	201.0	2012	2000		
		M1a	0.9610	1.15	1.04	-294.0	-280.5	-300.0	13.6	< 0.01
		NITA	0.903 3	1.15	1.04	-303.0	-290.5	-515.0		
		M2	0.9757	0.89	1.33	-8/6.6	-845.1	-890.6	5.3	< 0.05
		M2a	0.9819	0.77	1.14	-969.3	-950.7	-985.3		

根据模拟结果,以相对高(树干任意高度/树高)为横坐标,相对直径(树干任意高度/树高) 为纵坐标,选择最优的削度方程,绘制3个树种 的树干曲线,具体见图 1。很显然,对于 3 个树 种来说,分段削度方程拟合效果很好。



图 1 云杉、冷杉和红松 3 种树种最优削度 方程的树干曲线图

Fig. 1 Relative height plotted against relative diameter with a segment taper equation of 3 species including *P. asperata*, *A. fabri* and *P. koraiensis*

验证结果表明,与不考虑随机效应相比,当 考虑随机效应后,除了红松的F2的绝对平均残差 增大外,其余的确定系数均提高,而均方根误差 和绝对平均残差都降低,符合上述的模拟结论。 这3个树种无论哪个树种,F2的验证精度都要高 于F1的验证精度,与模拟结论也一致。

3.2 模型验证

为了验证上述模拟结果,利用确定系数 (R^2)、 均方根误差 (RMSE)和绝对平均残差 ($|\overline{E}|$)3个 模型精度评价指标对验证数据进行计算。具体结 果见表4。其中不考虑随机效应的模型 (M1、M2) 直接利用表2的参数代入公式结果。而考虑随机 效应的模型 (M1a、M2a),首先选择5株验证 数据来估计每个样木的随机效应值,然后再计算 3个评价指标。随机效应参数值的计算方法参考 式(7)。

表 4 云杉、冷杉和红松 3 种树种 2 种削度 方程的验证结果

 Table 4
 The validation result of 2 taper equations for 3 species including *P. asperata*, *A. fabri* and *P. koraiensis*

				_
树种	模型形式	R^2	$ \overline{E} $ /cm	RMSE/cm
红松	M1	0.9559	1.56	2.06
	Mla	0.9582	1.39	1.95
	M2	0.9807	0.85	1.28
	M2a	0.9847	0.89	1.15
冷杉	M1	0.9738	1.16	1.57
	Mla	0.9742	1.16	1.55
	M2	0.9830	0.94	1.37
	M2a	0.9844	0.84	1.32
云杉	M1	0.9629	2.75	4.10
	M1a	0.9553	2.68	4.03
	M2	0.9748	1.81	2.89
	M2a	0.9761	1.74	2.60

4 结论与讨论

本研究以云冷杉针阔混交林为例,选择云 杉、冷杉和红松等3个主要树种的树干解析数 据,采用了2种常用的削度方程形式,基于混合 效应模型方法来构建削度方程。由于每个样地只 选择了1株标准木,因此只选择了树木效应,将 不同随机效应参数进行组合然后模拟,利用 AIC、BIC和-2logL3个指标来评价混合效应模型 与传统方法的效果。结果表明:在2个以上参数 进行随机效应组合时,模型均不能够收敛。这 3个树种无论考虑哪种削度方程,在考虑混合效 应模型方法后,AIC、BIC和-2logL3个指标值均 明显下降,说明混合模型的模拟效果都比传统模 型的模拟精度高,利用确定系数、均方根误差及 绝对平均残差3个指标进行比较,无论是模拟数 据还是验证数据均支持此结论。

1 株树木从基部到顶部,可能由凹曲线体、圆柱体、抛物线体、圆锥体等一部分或几部分组成。因此,这3个树种,无论考虑随机效应与否,考虑2个拐点的 Max 等^[10]的分段削度方程在

模拟和验证中的精度都要高于 Kozak 等^[6] 的简单 削度方程的模拟和验证精度。

本研究限于样本量,没有考虑样地水平的随 机效应,也没有同时考虑两层次随机效应。另外 本研究考虑了样木多次测量的异方差和自相关, 但模型均不能够收敛,可能受限于样本量的大 小,今后如果数据满足要求,可增加内容研究。 另外树木的形状和林分密度、经营措施、树冠大 小,甚至气候变化都有一定的关系,随着数据积 累的增多,需要增加这方面的研究。

[参考文献]

- [1] 曾伟生.利用削度方程编制材种出材率表的几个主要技术问题研究 [J]. 中南林业调查规划, 1997, 16(1):
 5-10.
- [2] 李宏. 苍梧县杉木削度方程与材积比方程研究 [J]. 云 南林业调查规划设计, 1998(1): 8-14.
- [3] 姜立春,刘瑞龙.基于非线性混合模型的落叶松树干 削度模型[J].林业科学,2011,47(4):101-106.
- [4] Yang Y, Huang S, Meng S X. Development of a treespecific stem profile model for white spruce: a nonlinear mixed model approach with a generalized covariance structure [J]. Forestry, 2009, 82(5): 541–555.
- [5] Corral-Rivas J J, Diéguez-Aranda U, Rivas S C, et al. A merchantable volume system for major pine species in El Salto, Durango (Mexico) [J]. Forest Ecology and Management, 2007, 238(1/2/3): 118–129.
- [6] Kozak A, Munro D D, Smith J H G. Taper functions and their application in forest inventory [J]. The Forestry Chronicle, 1969, 45(4): 278–283.
- [7] Demaerschalk J P. Integrated systems for the estimation of tree taper and volume [J]. Canadian Journal of Forest Research, 1973, 3(1): 90–94.
- [8] Sharma M, Oderwald R G, Amateis R L. A consistent system of equations for tree and stand volume [J]. Forest Ecology and Management, 2002, 165(1/2/3): 183–191.
- [9] Diéguez-Aranda U, Castedo-Dorado F, Álvarez-González J G, et al. Compatible taper function for Scots pine plantations in northwestern Spain [J]. Canadian Journal of Forest Research, 2006, 36(5): 1190–1205.
- [10] Max T, Burkhart H. Segmented polynomial regression applied to taper equations [J]. Forest Science, 1976, 22(3): 283–289.

- [11] Fang Z X, Borders B E, Bailey R L. Compatible volume-taper models for loblolly and slash pine based on a system with segmented-stem form factors [J]. Forest Science, 2000, 46(1): 1–12.
- [12] Brooks J R, Jiang L C, Ozçelik R. Compatible stem volume and taper equations for Brutian pine, Cedar of Lebanon, and Cilicica fir in Turkey [J]. Forest Ecology and Management, 2008, 256(1/2): 147–151.
- [13] Cao Q V. Calibrating a segmented taper equation with two diameter measurements [J]. Southern Journal of Applied Forestry, 2009, 33(2): 58–61.
- [14] Cao Q V, Wang J. Calibrating fixed- and mixed-effects taper equations [J]. Forest Ecology and Management, 2011, 262(4): 671–673.
- [15] Kozak A. Effects of upper stem measurements on the predictive ability of a variable-exponent taper equation [J]. Canadian Journal of Forest Research, 1998, 28(7): 1078–1083.
- [16] Bi H Q, Long Y S. Flexible taper equation for site-specific management of *Pinus radiata* in New South Wales, Australia [J]. Forest Ecology and Management, 2001, 148(1/2/3): 79–91.
- [17] Sharma M, Zhang S. Variable-exponent taper equations for jack pine, black spruce, and balsam fir in eastern Canada [J]. Forest Ecology and Management, 2004, 198(1/2/3): 39–53.
- [18] Hibbs D, Bluhm A, Garber S. Stem taper and volume of managed red alder [J]. Western Journal of Applied Forestry, 2007, 22(1): 61–66.
- [19] Klos R J, Wang G G, Dang Q L, et al. Taper equations for five major commercial tree species in Manitoba, Canada [J]. Western Journal of Applied Forestry, 2007, 22(3): 163–170.
- [20] Lejeune G, Ung C H, Fortin M, et al. A simple stem taper model with mixed effects for boreal black spruce [J]. European Journal of Forest Research, 2009, 128(5): 505–513.
- [21] Trincado G, Burkhart H E. A generalized approach for modeling and localizing stem profile curves [J]. Forest Science, 2006, 52(6): 670–682.
- [22] Tasissa G, Burkhart H E. An application of mixed effects analysis to modeling thinning effects on stem profile of loblolly pine [J]. Forest Ecology and Management, 1998, 103(1): 87–101.
- [23] Eerikäinen K. Stem volume models with random coefficients for Pinus kesiya in Tanzania, Zambia, and Zimbabwe [J]. Canadian Journal of Forest Research, 2001,

31(5): 879-888.

- [24] Garber S M, Maguire D A. Modeling stem taper of three central Oregon species using nonlinear mixed effects models and autoregressive error structures [J]. Forest Ecology and Management, 2003, 179(1/2/3): 507–522.
- [25] Li R X, Weiskittel A, Dick A R, et al. Regional stem taper equations for eleven conifer species in the Acadian region of north America: development and assessment [J]. Northern Journal of Applied Forestry, 2012, 29(1): 5–14.
- [26] Akaike H. A new look at the statistical model identific-

ation [J]. IEEE Transactions on Automatic Control, 1974, 19(6): 716–723.

[27] Vonesh E, Chinchilli V M. Linear and nonlinear models for the analysis of repeated measurements[M]. New York: Marcel Dekker, 1997.

(责任编辑 陆 驰)

