

中南林业科技大学学报

Journal of Central South University of Forestry & Technology

ISSN 1673-923X，CN 43-1470/S

《中南林业科技大学学报》2026年第5期

Doi:10.14067/j.cnki.1673-923X.2026.05.006

论文标题： 江西省杉木林碳储量模型研建

作　　者： 毛旭鹏，田立新，陆 禹，等

收稿日期： 2025-05-20

引文格式： 毛旭鹏,田立新,陆禹,等.江西省杉木林碳储量模型研建[J].中南林业科技大学学报,2026,46(5):48-58.

MAO X P, TIAN L X, LU Y, et al. Stand-level model construction for carbon stock of *Cunninghamia lanceolata* forest in Jiangxi Province[J]. Journal of Central South University of Forestry & Technology,2026,46(5):48-58.

相关论文推荐

Recommended articles

湖南省杉木二元立木材积模型的检验与调整

Test and adjustment of the binary standing volume model of *Cunninghamia lanceolata* in Hunan Province

湖南省杉木材积生长率模型研究

Research on growth rate of Chinese fir volume model of Hunan Province

杉木人工林下补植对碳储量的影响

Study on the impact of underplanting on carbon storage in *Cunninghamia lanceolata* plantations

基于海拔梯度的华北落叶松林地上碳储量模型

Aboveground carbon storage models for *Larix principis-rupprechtii* forests based on elevational gradients

基于多尺度地理加权回归模型的辽宁省森林碳储量估算

Estimation of forest carbon stocks in Liaoning Province based on a multi-scale geographically weighted regression model

基于分段模型的中条山国有林管理局油松林碳储量估计

Estimation of carbon storage in *Pinus tabulaeformis* forests of Zhongtiaoshan state-owned forest administration based on segmented model

Doi:10.14067/j.cnki.1673-923x.2026.05.006 http: //qks.csuft.edu.cn

江西省杉木林碳储量模型研建

毛旭鹏[1]，田立新[1]，陆 禹[2]，叶道碧[3]，臧 颢[4]

（1. 江西省林业资源监测中心，江西 南昌 330046；2. 国家林业和草原局中南调查规划院，湖南 长沙 410014；
3. 江西省国土空间调查规划研究院，江西 南昌 330025；4. 江西农业大学 林学院，江西 南昌 330045）

摘 要：【目的】基于国家标准《主要树种立木生物量模型与碳计量参数》（GB/T 43648—2024），构建适用于江西省的杉木林分水平碳储量估算模型，以提升估算结果的精度和可靠性。【方法】以 Logistic、修正 Weibull 和 Gompertz 3 个理论生长方程为基础模型，分别引入反映林分密度的 2 种幂函数结构 ND_g^{φ} 和 $N^{\delta}D_g^{\varphi}$，构建 6 个可变密度林分水平碳储量模型，并将常用的幂律异速生长方程纳入模型对比体系。采用非线性加权最小二乘方法进行参数拟合，通过模型评价和检验确定最优模型。为进一步验证所建模型的有效性，将最优模型与传统方法的预估结果进行了系统比较。【结果】1）纳入幂函数结构 ND_g^{φ} 的修正 Weibull 方程具有最大的确定系数（R^2=0.973）以及最小的估计值标准差（SEE 为 3.004 t·hm^{-2}）、总相对误差（TRE 为 0.06%）、平均系统误差（MSE 为 −0.07%）、平均预估误差（MPE 为 1.77%）、平均百分标准误差（MPSE 为 8.99%）和赤池信息准则（AIC 为 920.6），TRE 和 MSE 均控制在 ±3% 以内，MPE 和 MPSE 分别满足小于 3% 和 15% 的一般精度要求，模型残差在异方差性和正态性方面得到了显著改善。2）与传统方法相比，修正 Weibull 方程的预估值与观测值线性拟合的 R^2（0.978）和参数 m（0.950）均为最大，参数 n 与 0 无显著差异（$P > 0.1$），TRE（2.89%）的绝对值最小，预估值与观测值之间的系统偏差不显著（$P > 0.1$）。在传统方法中，BEF 法的 R^2 为 0.974，参数 m 为 0.934，参数 n 与 0 无显著差异（$P > 0.1$），TRE 为 10.57%，预估值存在系统性低估（$P < 0.001$），比观测值平均低了 1.427 t·hm^{-2}；CBEF1 法和 CBEF2 法的 R^2 分别为 0.792 和 0.872，参数 m 分别为 0.575 和 0.681，参数 n 分别为 10.921 和 8.715，TRE 分别为 −13.17% 和 −12.36%，预估值均存在严重系统性高估（$P < 0.05$），分别比观测值平均高了 4.227 t·hm^{-2} 和 3.673 t·hm^{-2}。【结论】基于国家标准构建的修正 Weibull 方程为研究区杉木林碳储量估算的最优模型，其估算结果的精度和可靠性优于传统方法，具备较好的实际应用价值。

关键词：林分碳储量；杉木林；理论生长方程；BEF 法；CBEF 法；江西省

中图分类号：S718.43；S757 **文献标志码：**A **文章编号：**1673-923X(2026)05-0048-11

Stand-level model construction for carbon stock of *Cunninghamia lanceolata* forest in Jiangxi Province

MAO Xupeng[1], TIAN Lixin[1], LU Yu[2], YE Daobi[3], ZANG Hao[4]

(1. Jiangxi Forestry Resources Monitoring Center, Nanchang 330046, Jiangxi, China;
2. Central South Academy of Inventory and Planning of National Forestry and Grassland Administration, Changsha 410014, Hunan, China;
3. Jiangxi Institute of Land Space Survey and Planning, Nanchang 330025, Jiangxi, China;
4. College of Forestry, Jiangxi Agricultural University, Nanchang 330045, Jiangxi, China)

Abstract:【Objective】This study aims to construct a stand-level model for estimating the carbon stock of *Cunninghamia lanceolata* forests applicable to Jiangxi Province based on the national standard “Tree Biomass Models and Related Parameters to Carbon Accounting for Major Tree Species” (GB/T 43648-2024), to improve the accuracy and reliability of the estimation.【Method】Three theoretical growth equations—Logistic, Modified Weibull, and Gompertz—were used as the base models for this study. Two types of power function form, referred to as ND_g^{φ} and $N^{\delta}D_g^{\varphi}$, were introduced to reflect the density of the stand, resulting in six models for estimating carbon stock in variable-density stands. Additionally, the commonly used power-law allometric equation was included in the model comparison framework. The nonlinear weighted least squares method was employed for parameter fitting, and the optimal model was established through model evaluation and testing. To further validate the effectiveness of the constructed model, a systematic comparison was conducted between the estimates from the optimal model and those obtained using traditional methods.

收稿日期（Received）：2025-05-20 **修订日期**（Revised）：2025-07-24

基金项目：国家自然科学基金项目（31960313，31700563）；江西省林业科技创新专项（〔 2019 〕01 号）。

第一作者：毛旭鹏（maoxupeng1988@163.com），工程师，硕士。

通信作者：臧颢（b12345abba@163.com），副教授，博士，硕士研究生导师。

引文格式：毛旭鹏 , 田立新 , 陆禹 , 等 . 江西省杉木林碳储量模型研建 [J]. 中南林业科技大学学报 ,2026,46(5):48-58.

MAO X P, TIAN L X, LU Y, et al. Stand-level model construction for carbon stock of *Cunninghamia lanceolata* forest in Jiangxi Province[J]. Journal of Central South University of Forestry & Technology,2026,46(5):48-58.

【Result】1) The modified Weibull equation, incorporating the power function form ND_g^{φ}, achieves the highest coefficient of determination (R^2=0.973) and the lowest standard error of estimate (SEE=3.004 t·hm^{-2}). Additionally, it demonstrates minimal values for total relative error (TRE=0.06%), mean systematic error (MSE=-0.07%), mean prediction error (MPE=1.77%), mean percent standard error (MPSE=8.99%), and Akaike Information Criterion (AIC=920.6). TRE and MSE are maintained within ±3%, while MPE and MPSE meet the general accuracy requirements of less than 3% and 15%, respectively. Furthermore, the model's residuals show significant improvements in heteroscedasticity and normality; 2) Compared with the traditional methods, the modified Weibull equation demonstrates the best performance with an R^2 of 0.978 and a parameter m of 0.950. The parameter n is not significantly different from 0 ($P > 0.1$), and the absolute value of TRE is the lowest at 2.89%. Additionally, the systematic bias between the predicted values and the observed values is not significant ($P > 0.1$). Among traditional methods, the BEF method shows an R^2 of 0.974 and a parameter m of 0.934. Like the modified Weibull equation, its parameter n is not significantly different from 0 ($P > 0.1$). However, the TRE is 10.57%, indicating a significant systematic underestimation of the predicted values ($P < 0.001$), with an average of 1.427 t·hm^{-2} lower than the observed values. In contrast, the CBEF1 and CBEF2 methods yield R^2 of 0.792 and 0.872, respectively. Their parameter m values are 0.575 and 0.681, with parameter n values of 10.921 and 8.715. The TRE for CBEF1 and CBEF2 methods are -13.17% and -12.36%, respectively, indicating a significant systematic overestimation of the predicted values ($P < 0.05$). On average, the predicted values exceed the observed values by 4.227 t·hm^{-2} and 3.673 t·hm^{-2}, respectively. 【Conclusion】 The modified Weibull equation, developed according to the national standard, is optimal for estimating carbon stock in *Cunninghamia lanceolata* forests within the study area. Its estimation results are more accurate and reliable than those of traditional methods, offering greater practical value in application.

Keywords: stand carbon stock; *Cunninghamia lanceolata* forest; theoretical growth equation; BEF method; CBEF method; Jiangxi Province

森林是陆地上除永冻土外最大的碳库，其碳储存与碳固定功能对于维持全球碳平衡和缓解全球气候变化发挥着重要作用[1]。江西省作为唯一兼具国家生态文明试验区和生态产品价值实现机制国家试点的省份[2]，积极响应国家“双碳”目标。2022年，江西省印发《江西省碳达峰实施方案》，明确提出“将碳汇价值纳入生态保护补偿核算内容”，并在全国范围内率先开展森林碳汇综合能力评价工作。这一举措使江西省成为全国首个将森林碳汇纳入生态保护补偿的省份[3]，为健全生态补偿机制提供了实践范例。在森林碳汇综合能力评价中，森林碳储量作为评估碳汇功能的核心指标，其精准估算对于科学量化区域碳汇潜力、制定气候变化应对策略以及实现“双碳”目标具有重要的理论价值与实践意义。

杉木 *Cunninghamia lanceolata* 是我国南方重要的速生用材树种，在木材供给、碳汇功能维持和生态系统服务提供等方面发挥着重要作用[4]。目前，江西省杉木林碳储量的估算方法与燕腾等[5]的研究一致，采用生物量扩展因子（BEF）法进行估算，所使用的模型参数均来自《中华人民共和国气候变化第二次国家信息通报》中的“土地利用变化与林业温室气体清单”（2013）。在涉及江西省杉木林碳储量估算的相关研究中，生物量换算因子连续函数（CBEF）法被广泛应用[6]。例如，吴国训[7]和Zhao等[8]均基于CBEF法对江西省杉木林等森林类型的碳储量进行了估算。其中，前者直接采用Fang等[6]基于全国758组森林生物量数据所建立的模型参数，并采用默认含碳系数0.5；后者则基于Zhang等[9]收集的全国3 543个森林样地生物量数据确定模型参数，含碳系数（0.520 1）来自公开发表文献。然而，由于林分生物量通常不是由单一的树种组成，而不同树种在生物量分配模式和固碳能力方面存在显著差异[10]，直接使用上述全国尺度参数可能因参数适应性不足而增加估算结果的不确定性。

理论上样地实测法是森林碳储量估算精度较高的方法之一[11]。然而，在大尺度森林碳储量调查中，该方法存在耗时长、成本高、效率低等局限性[12]，导致其在实际应用中难以推广。相比之下，由于森林资源图斑监测数据只记录林分水平因子，林分水平模型成为估算森林碳储量的替代方法[13]。有研究[14-15]表明，林分碳储量与许多林分因子存在显著相关性，包括胸高断面积、平均胸径、平均树高（优势树高）、林分密度、林分年龄以及木材密度等，其中胸高断面积和平均树高（优势树高）是林分碳储量模型的重要变量[16]。但是胸高断面积作为林分调查中的间接计算因子，其准确性依赖于平均胸径和林分密度等其他因子；而平均树高的测量则容易受主观因素的影响，难以保证精度。因此，这两个指标在实际应用中均存在局限性。在模型构建方法上，幂律异速生长（PA）方程已被广泛应用于林分碳储量模型的构建，也是IPCC推荐的方法；“S”形曲线理论生长方程能够客观描述生物生长或累积过程的普遍规律，因其具有明确的数学理论基础和生物学意义被广泛用于树木生长、生物量累积或碳储量动态建模[17-19]。综上，本研究提出两个关键问题：1）如何构建适宜江西省区域特征的区域特异性杉木林碳储量模型？ 2）对比基于全国尺度参数的BEF法和CBEF法（简称传统方法）的预估结果，所构建的区域特异性林分水平模型是否表现更佳？

考虑到立木生物量模型通常依赖破坏性采样而导致的成本高、法律限制或生态敏感等一系列问题，可行的方法是使用已有模型推算林分生物量[14,20]，由此获得的林分生物量被假定为最佳可用（真实）估计值[21]。因此，本研究假设基于国家标准《主要树种立木生物量模型与碳计量参数》（GB/T 43648—2024）（简称国家标准）计算得到的林分碳储量为真实观测值。针对江西省杉木林碳储量估算长期依赖全国尺度参数的问题，重点开展以下工作：1）基于国家标准计算杉木林样地碳储量；2）构建多个常用的或生物学意义较好的非线性模型，比较并选择最优模型；3）比较最优模型与传统方法的估算结果，验证最优模型在预估精度和可靠性方面的优势。

1 材料与方法

1.1 研究区概况

江西省地处中国东南部（24°29′～30°04′N，113°34′～118°28′E），地形以山地和丘陵为主，气候类型属典型的亚热带湿润季风气候。作为我国南方重点集体林区，江西省森林覆盖率达 63.35%，居全国第 2 位，森林类型丰富，涵盖针叶林、针阔叶混交林、落叶阔叶林、常绿与落叶阔叶混交林、常绿阔叶林、竹林、山地矮林。省内森林资源结构以碳密度较低的中幼龄林为主，森林碳汇潜力巨大[22]。杉木人工林面积、蓄积分别占江西人工乔木林总面积、总蓄积量的 31.3% 和 35.4%[23]。

1.2 数据来源与统计

研究数据来源于第八次和第九次全国森林资源连续清查样地调查数据，江西省样地面积为 0.08 hm^2（28.28 m×28.28 m）。杉木蓄积量占比超过 65% 的林分被划为杉木林[24]。根据样地每木调查数据计算并统计林分蓄积量（V）、平均胸径（D_g）、株数密度（N）和林分碳储量（C）。其中，C 和 V 分别为样地内所有活立木碳储量或材积的累加值与样地面积之比，即每公顷碳储量或蓄积量。根据优势树种的每木检尺胸径，采用平方平均法计算得到 D_g[24]。N 为样地内活立木株数与样地面积之比，即每公顷株数。

由于全国森林资源连续清查没有测量样地内所有样木树高，单木材积由江西省优势树种（组）的一元材积表获得。单木碳储量具体计算方法为：首先，使用国家标准中单木地上 / 地下生物量模型，计算单木地上 / 地下生物量；其次，使用不同树种（组）地上 / 地下生物量的含碳系数将地上生物量（AGB）和地下生物量（BGB）转换为碳储量；最后，将 AGB 和 BGB 的碳储量相加后得到单木碳储量。本研究杉木林样地共涉及 62 种优势树种（组），根据国家标准中主要树种（组）的划分规定，将优势树种（组）归并为 18 类（表 1）。

本研究基于第九次全国森林资源连续清查数据，在剔除林分变量缺失及异常值样地后，最终筛选出 234 块杉木林样地作为建模数据集。为消除样地间潜在的空间自相关性对模型验证的影响，研究进一步从第八次全国森林资源连续清查数据中剔除了与第九次清查重复的样地，最终获得由 61 块独立样地组成的验证数据集，用于模型精度检验以及最优模型与传统方法估算结果的对比分析。建模和检验样地空间分布如图 1 所示，林分特征统计见表 2。

1.3 研究方法

1.3.1 传统方法

BEF 法[5] 为：

$$C=VF_{BE}D_{SV}(1+R)F_{C1}。\quad（1）$$

CBEF 法[6] 为：

$$C=(aV+b)F_{C2}。\quad（2）$$

式（1）中：C 为林分碳储量（$t\cdot hm^{-2}$）；V 为林分蓄积量（$m^3\cdot hm^{-2}$）；F_{BE} 为生物量扩展因子（无量纲），取 1.634；D_{SV} 为木材密度（$t\cdot m^{-3}$），取 0.307；R 为地下生物量与地上生物量之比，取 0.246；F_C 为含碳系数，F_{C1} 取 0.520。参数 F_{BE}、D_{SV}、R 及 F_{C1} 的取值来源于《中华人民共和国气候变化第二次国家信息通报》中的“土地利用变化与林业温室气体清单”（2013）。a 和 b 为式（2）的参数，涉及江西省杉木林碳储量估算的文献中包含两套全国尺度参数。其中一套模型参数（简称 CBEF1 法）[6]：a 为 0.399 9，b 为 22.541 0，F_{C2} 为 0.500 0。另外一套模型参数（简称 CBEF2 法）[8-9]：a 为 0.455 3，b 为 17.552 0，F_{C2} 为 0.520 1。

1.3.2 非线性模型

本研究采用常用的 PA 方程[14] 以及生物学意义较好的 Logistic、修正 Weibull 和 Gompertz 理论生长方程[25] 这 4 个非线性模型作为基础模型；将反映林分密度的林分因子 D_g 和 N 的 2 种幂函数结构 ND_g^{φ} 与 $N^{\delta}D_g^{\varphi}$ 纳入理论生长方程[26]，构建 6 个可变密度林分碳储量模型（表 3）。采用非线性加权最小二乘方法对模型进行拟合，以消除模型异方差，权函数选择 $1/f(x)^{\lambda}$，$f(x)$ 为表 3 中原模型的结构式，λ 取值 1～2，通过试算后赋值[27]。

表 1　归并优势树种（组）的立木生物量模型和含碳系数 †

Table 1　Tree biomass models and carbon factors for merged dominant tree species (groups)

归并后的优势树种（组） Merged dominant tree species (groups)	样地涉及的优势树种（组） Dominant tree species (groups) recorded in the sample plots	组分 Component	生物量模型 Biomass model	含碳系数 Carbon factor
杉木 *Cunninghamia lanceolata*	杉木 *Cunninghamia lanceolata*	AGB	$M_A=0.043\,629D^{2.545\,89}$	0.500 3
		BGB	$M_B=0.008\,857D^{2.586\,17}$	0.488 0
马尾松 *Pinus massoniana*	马尾松 *Pinus massoniana*	AGB	$M_A=0.099\,488D^{2.408\,59}$	0.525 4
		BGB	$M_B=0.008\,112D^{2.695\,05}$	0.508 2
黄山松 *Pinus hwangshanensis*	黄山松 *Pinus hwangshanensis*	AGB	$M_A=0.094\,210D^{2.416\,67}$	0.507 0
		BGB	$M_B=0.014\,909D^{2.482\,88}$	0.500 9
湿地松 *Pinus elliottii*	湿地松 *Pinus elliottii*	AGB	$M_A=0.083\,890D^{2.440\,91}$	0.475 6
		BGB	$M_B=0.043\,570D^{2.228\,77}$	0.466 4
柏木 *Cupressus* spp.	柏木 *Cupressus* spp.	AGB	$M_A=0.147\,340D^{2.345\,12}$	0.484 6
		BGB	$M_B=0.056\,168D^{2.194\,73}$	0.485 1
柳杉 *Cryptomeria fortunei*	柳杉 *Cryptomeria fortunei*	AGB	$M_A=0.154\,830D^{2.171\,00}$	0.515 4
		BGB	$M_B=0.014\,055D^{2.571\,93}$	0.509 1
栎树 *Quercus* spp.	栎类 *Quercus* spp.、青冈 *Quercus glauca*、麻栎 *Quercus acutissima*、小叶青冈 *Quercus myrsinifolia*、槲栎 *Quercus aliena*、白栎 *Quercus fabri*	AGB	$M_A=0.213\,600D^{2.304\,16}$	0.482 7
		BGB	$M_B=0.110\,595D^{2.057\,30}$	0.467 8
桦树 *Betula* spp.	桦树 *Betula* spp.	AGB	$M_A=0.096\,150D^{2.418\,61}$	0.489 7
		BGB	$M_B=0.041\,591D^{2.243\,00}$	0.477 9
杨树 *Populus* spp.	杨树 *Populus* spp.	AGB	$M_A=0.047\,920D^{2.673\,46}$	0.472 8
		BGB	$M_B=0.012\,317D^{2.519\,48}$	0.464 4
榆树 *Ulmus* spp.	榆树 *Ulmus* spp.	AGB	$M_A=0.185\,270D^{2.175\,22}$	0.454 6
		BGB	$M_B=0.071\,868D^{2.140\,11}$	0.445 5
木荷 *Schima superba*	木荷 *Schima superba*	AGB	$M_A=0.176\,850D^{2.263\,14}$	0.471 2
		BGB	$M_B=0.064\,079D^{2.197\,84}$	0.466 7
枫香树 *Liquidambar formosana*	枫香树 *Liquidambar formosana*	AGB	$M_A=0.106\,150D^{2.466\,50}$	0.469 0
		BGB	$M_B=0.095\,520D^{2.141\,90}$	0.460 4
白花泡桐 *Paulownia fortunei*	白花泡桐 *Paulownia fortunei*	AGB	$M_A=0.071\,100D^{2.333\,00}$	0.469 5
		BGB	$M_B=0.059\,900D^{2.160\,00}$	
樟树、樟木、楠木 *Camphora* spp.、 *Sassafras* spp.、 *Phoebe* spp.	樟木 *Camphora* spp.、香樟 *Camphora officinarum*、豹皮樟 *Litsea coreana* var. *sinensis*、楠木 *Phoebe* spp.、薄叶润楠 *Machilus leptophylla*、红楠 *Machilus thunbergii*、刨花润楠 *Machilus pauhoi*、樟木 *Sassafras tzumu*	AGB	$M_A=0.138\,000D^{2.333\,00}$	0.493 1
		BGB	$M_B=0.059\,900D^{2.160\,00}$	
其他松 Other *Pinus*	其他松 Other *Pinus*	AGB	$M_A=0.135\,100D^{2.333\,00}$	0.500 0
		BGB	$M_B=0.034\,300D^{2.280\,00}$	
其他杉 Other firs	水杉 *Metasequoia glyptostroboides*、池杉 *Taxodium distichum* var. *imbricarium*	AGB	$M_A=0.118\,200D^{2.333\,00}$	0.500 0
		BGB	$M_B=0.034\,300D^{2.280\,00}$	
其他硬阔 Other hardwood broad-leaved tree species	苦槠 *Castanopsis sclerophylla*、柯 *Lithocarpus glaber*、甜槠 *Castanopsis eyrei*、米槠 *Castanopsis carlesii*、栲 *Castanopsis fargesii*、刺槐 *Robinia pseudoacacia*、其他硬阔类 Other hardwood broad-leaved tree species、黄檀 *Dalbergia hupeana*、杜英 *Elaeocarpus decipiens*、山皂荚 *Gleditsia japonica*、秀丽槭 *Acer elegantulum*、鸡爪槭 *Acer palmatum*、皂荚 *Gleditsia sinensis*、枳椇 *Hovenia acerba*、木姜子 *Litsea pungens*、光亮山矾 *Symplocos lucida*、桑 *Morus alba*、南酸枣 *Choerospondias axillaris*、蓝果树 *Nyssa sinensis*、连香树 *Cercidiphyllum japonicum*	AGB	$M_A=0.187\,500D^{2.333\,00}$	0.483 4
		BGB	$M_B=0.059\,900D^{2.160\,00}$	
其他软阔 Other soft broad-leaved tree species	赤杨叶 *Alniphyllum fortunei*、桤木 *Alnus cremastogyne*、江南桤木 *Alnus trabeculosa*、冬青 *Ilex chinensis*、八角枫 *Alangium chinense*、合欢 *Albizia julibrissin*、楝 *Melia azedarach*、其他软阔类 Other soft broad-leaved tree species、臭椿 *Ailanthus altissima*、喜树 *Camptotheca acuminata*、化香树 *Platycarya strobilacea*、鹅掌楸 *Liriodendron chinense*、梧桐 *Firmiana simplex*	AGB	$M_A=0.132\,900D^{2.333\,00}$	0.495 6
		BGB	$M_B=0.059\,900D^{2.160\,00}$	

† M_A 为地上生物量估计值（kg）；M_B 为地下生物量估计值（kg）；D 为林木胸径（cm）。
M_A represents the estimated above-ground biomass (kg); M_B represents the estimated below-ground biomass (kg); D represents the diameter at breast height of trees (cm).

采用曾伟生等[12]提出的确定系数（R^2）、估计值的标准差（SEE）、总相对误差（TRE）、平均系统误差（MSE）、平均预估误差（MPE）、平均百分标准误差（MPSE）6 项指标对模型进行评价。在计算 MPE 指标时，t_α 取置信水平 α 为 0.05 时的 t 值。从实用性角度考虑，一般要求 TRE 和 MSE 均在 ±3% 以内，趋于 0 时效果最好；MPE 小于 3%，MPSE 小于 15%。为检验理论生长方程中两种幂函数结构 ND_g^{φ} 与 $N^{\delta}D_g^{\varphi}$ 模型拟合效果，采用 F 检验比较模型差异[28]。赤池信息准则（AIC）用于权衡不同模型复杂度与拟合优度，AIC 越小表明模型在复杂度与拟合优度之间的权衡越优。

1.3.3 模型检验及不同方法预估结果比较

将预估值（$\hat{C}$）与观测值（C）进行线性回归（$\hat{C}=mC+n$）[29]，当 m 越接近 1、n 越接近 0 且 R^2 较高时，表示预估值与观测值之间不存在明显偏差，模型预估精度高[28]。若 |TRE| ⩽ 3%，表明方法适用[30]。为了检验预估值与观测值之间的系统偏差，使用 Wilcoxon 符号秩检验方法分析模型预估值与观测值之间的总体差异[31]。模型拟合及统计分析均在 R 4.4.1 软件中完成。

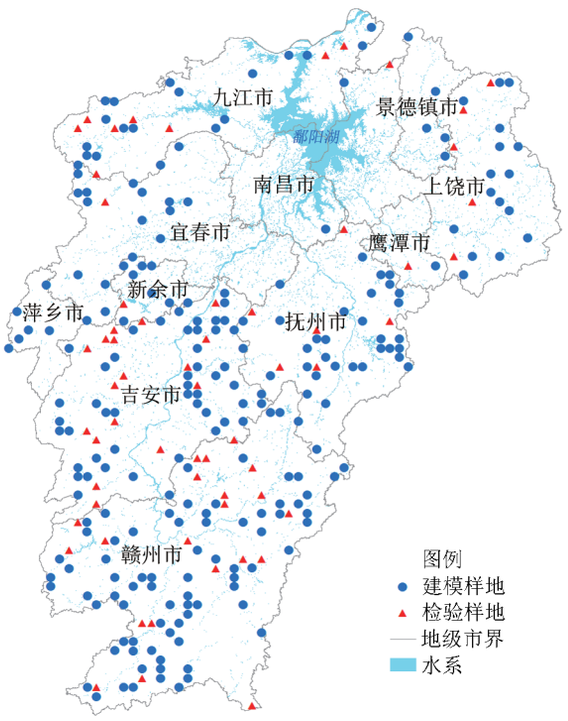


图 1 研究区杉木林样地空间分布

Fig. 1 Spatial distribution of *Cunninghamia lanceolata* sample plots in the study area

表 2 样地林分特征统计量

Table 2 Statistics of stand characteristics in sample plots

样地类别 Type of plots	样地数量 Number of plots	统计量 Statistics	平均胸径 Mean DBH /cm	林分密度 Stand density/（株·hm^{-2}）	林分蓄积量 Stand volume /（m^3·hm^{-2}）	林分碳储量 Stand carbon stock /（t·hm^{-2}）
建模样地 Modeling plot	234	最小值	5.8	388	2.88	1.375
		最大值	20.3	6 413	253.88	83.130
		平均值	9.7	1 933	63.18	21.866
		标准差	2.9	1 179	55.73	18.078
检验样地 Validation plot	61	最小值	5.7	138	0.88	0.402
		最大值	19.9	4 825	201.38	72.703
		平均值	10.7	1 069	52.69	18.935
		标准差	3.2	857	55.62	19.207

2 结果与分析

2.1 理论生长方程幂函数结构比较及选择

采用非线性加权最小二乘方法对 3 个理论生长方程进行多次拟合。结果显示，当 λ 取 1.6 时，PA 方程和修正 Weibull 方程回归估计处于折中状态，MSE 和 TRE 均趋近于 0，因此这 2 个模型的最佳权函数为 $1/f(x)^{1.6}$；当 λ 取 1.4 时，Logistic 和 Gompertz 方程的 MSE 和 TRE 均在 ±3% 以内，且这 2 个指标处于折中状态，因此这 2 个模型的最佳权函数为 $1/f(x)^{1.4}$。

将 3 个理论生长方程分别引入 2 种幂函数结构 ND_g^{φ} 和 $N^{\delta}D_g^{\varphi}$，对各理论生长方程的 2 种模型形式进行 F 检验，计算得到 F 统计量在 $P<0.05$ 水平上的临界值为 3.88。Logistic 和 Gompertz 方程的 2 种模型形式的 F 统计量分别为 63.294 和 89.973，均大于临界值；修正 Weibull 方程的 F 统计量为 0.142，小于临界值。Logistic 和 Gompertz 方程引入幂函数结构的 2 种模型形式在 $P<0.05$ 水平上均存在显著性差异，引入幂函数结构 $N^{\delta}D_g^{\varphi}$ 更优；修正 Weibull 的 2 种模型形式在 $P<0.05$ 水平上无显著性差异，根据简约性原则，该方程引入幂函数结构 ND_g^{φ} 更优。因此，本研究最终将公式（3）（5）（6）及（9）纳入非线性模型的比较与最佳模型选择（表 3）。

表 3　非线性模型 †
Table 3　Nonlinear models

模型 Model	公式 Formula	公式编号 Formula No.
PA	$C=\alpha N^{\delta}D_g^{\varphi}A^{\rho}+\varepsilon$	（3）
Logistic	$C=\alpha/[1+\beta e^{(-\gamma ND_g^{\varphi}A)}]+\varepsilon$	（4）
	$C=\alpha/[1+\beta e^{(-\gamma N^{\delta}D_g^{\varphi}A)}]+\varepsilon$	（5）
修正 Weibull Modified Weibull	$C=\alpha[1-e^{(-\beta ND_g^{\varphi}A^{\rho})}]+\varepsilon$	（6）
	$C=\alpha[1-e^{(-\beta N^{\delta}D_g^{\varphi}A^{\rho})}]+\varepsilon$	（7）
Gompertz	$C=\alpha e^{[-\beta e^{(-\gamma ND_g^{\varphi}A)}]}+\varepsilon$	（8）
	$C=\alpha e^{[-\beta e^{(-\gamma N^{\delta}D_g^{\varphi}A)}]}+\varepsilon$	（9）

† C 为林分碳储量（t·hm^{-2}）；N 为株数密度（株·hm^{-2}）；D_g 为平均胸径（cm）；A 为平均年龄（a）；α、β、γ、δ、φ、ρ 为模型参数；ε 为误差项。
C represents stand carbon storage (t·hm^{-2}), N is stand density (trees·hm^{-2}), D_g denotes the mean diameter at breast height (cm), A stands for mean age (a), and α, β, γ, δ, φ, ρ are model parameters; and ε is the error term.

2.2　非线性模型评价、检验及最优模型确定

2.2.1　非线性模型参数估计与评价

3 个理论生长方程引入最优幂函数结构后，采用非线性加权最小二乘方法对 4 个非线性模型进行拟合，模型参数估计值及评价指标如表 4 所示。除 Logistic 和 Gompertz 方程的参数 γ 在 $P<0.1$ 水平上显著外，其余方程参数均在 $P<0.001$ 水平上显著。PA 方程与修正 Weibull 方程的 R^2 较高，分别达 0.971 和 0.973；SEE 较小，分别为 3.098 t·hm^{-2} 和 3.004 t·hm^{-2}；TRE 与 MSE 均控制在 ±3% 以内，且 MSE 趋近于 0，表明 PA 与修正 Weibull 方程的拟合优度较高，拟合效果较好；MPE 和 MPSE 分别满足小于 3% 和 15% 的一般精度要求，AIC 明显低于 Logistic 和 Gompertz 方程，表明 PA 与修正 Weibull 方程的拟合精度较高且模型复杂度较低。

相比之下，Logistic 和 Gompertz 方程的 R^2 分别为 0.863 和 0.886，SEE 分别达 6.759 t·hm^{-2} 和 6.153 t·hm^{-2}；TRE 与 MSE 控制在 ±3% 以内，但均高于 PA 方程与修正 Weibull 方程，表明 Logistic 和 Gompertz 方程的拟合优度相对较低，拟合效果满足一般精度要求但相对较差；MPE 分别为 3.98% 和 3.62%，MPSE 分别达 25.25% 和 23.37%，表明 Logistic 和 Gompertz 方程的拟合精度较低且不满足一般精度要求；AIC 明显大于 PA 方程与修正 Weibull 方程，表明 Logistic 和 Gompertz 方程的复杂度相对较高。

标准化残差（图 2）显示，经加权回归后，PA 方程与修正 Weibull 方程残差在不同拟合值处分布较为均匀，未见明显的异方差性，且残差分布基本满足正态性假设；Logistic 和 Gompertz 方程在残差异方差性和正态性方面未得到改善。

表 4　非线性模型的参数估计值及评价指标 †
Table 4　Parameter estimates and evaluation metrics of nonlinear models

模型 Model	公式编号 Formula No.	参数估计值 Parameter estimate						评价指标 Evaluation metrics						
		α	β	γ	δ	φ	ρ	R^2	SEE / (t·hm^{-2})	TRE / %	MSE / %	MPE / %	MPSE / %	AIC
PA	（3）	0.286***			0.954***	2.455***	0.086***	0.971	3.098	−0.20	−0.22	1.83	9.30	936.9
Logistic	（5）	50.200***	6.505***	0.001•	1.682***	3.007***		0.863	6.759	1.41	−1.72	3.98	25.25	1 425.7
修正 Weibull Modified Weibull	（6）	189.900***	0.001***			2.648***	0.086***	0.973	3.004	0.06	−0.07	1.77	8.99	920.6
Gompertz	（9）	53.100***	2.187***	0.001•	1.734***	3.171***		0.886	6.153	0.85	−1.41	3.62	23.37	1 386.5

† ***, $P<0.001$; •, $P<0.1$.

2.2.2　模型检验

非线性模型在独立验证数据上的检验结果如表 5 所示。结果显示，PA 方程预估值和观测值线性拟合的 R^2 为 0.981，参数 m 为 0.959（$P<0.001$），参数 n（0.162）与 0 无显著差异（$P>0.1$），TRE（3.40%）高于 3% 的一般精度要求。修正 Weibull 方程的 R^2 为 0.978，参数 m 为 0.950（$P<0.001$），参数 n（0.413）与 0 无显著差异（$P>0.1$），TRE（2.89%）满足小于 3% 的一般精度要求。Logistic 和 Gompertz 方程的 R^2 和参数 m 相对较小，其 R^2 分别为 0.888 和 0.912，参数 m 分别为 0.824（$P<0.001$）和 0.858（$P<0.001$），参数 n 分别为 4.163（$P<0.001$）和 3.448（$P<0.001$）。TRE 分别为 −4.23% 和 −3.85%，其绝对值均高于 3% 的一般精度要求。Wilcoxon 符号秩检验结果显示，4 个非线性模型的预估值与观测值之间的系统偏差均不显著（$P>0.05$）。

2.2.3　最优模型选择

表 4 显示，修正 Weibull 方程具有最高的 R^2 以及最小的 SEE、TRE、MSE、MPE、MPSE、AIC，TRE 和 MSE 均控制在 ±3% 以内，MPE 和 MPSE 分别满足小于 3% 和 15% 的一般精度要求，模型残差在异方差性和正态性方面得到了显著改善。表 5 显示，该方程预估值和观测值线性拟合

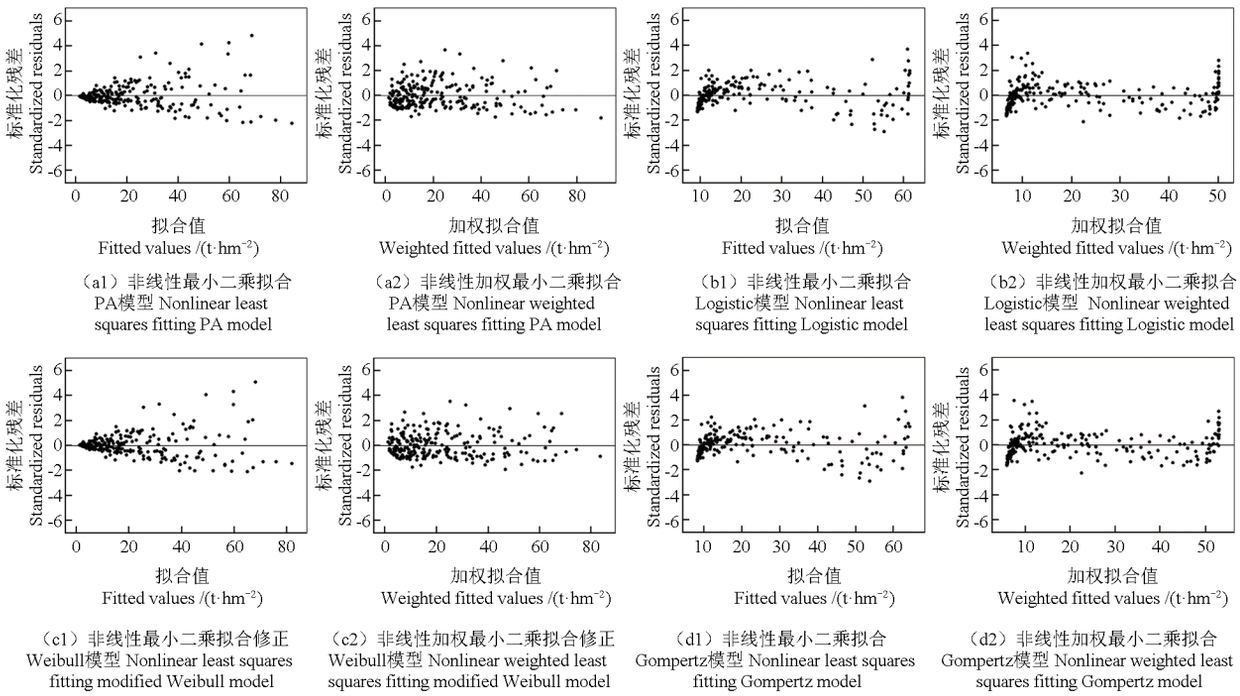


图 2 非线性模型的标准化残差
Fig. 2 Standardized residual of nonlinear models

表 5 非线性模型检验结果 †
Table 5 Test results of nonlinear models

模型 Model	参数及评价指标 Parameters and evaluation metrics				Wilcoxon 符号秩检验 Wilcoxon signed rank test		
	R^2	m	n	TRE /%	（伪）中位数 (pseudo) median /(t·hm^{-2})	95% 置信区间 95 percent confidence interval /(t·hm^{-2})	P 值 P value
PA	0.981	0.959***	0.162	3.40	−0.330	[−0.828,0.074]	0.137
Logistic	0.888	0.824***	4.163***	−4.23	1.058	[−0.247,2.609]	0.106
修正 Weibull Modified Weibull	0.978	0.950***	0.413	2.89	−0.292	[−0.791,0.069]	0.124
Gompertz	0.912	0.858***	3.448***	−3.85	0.909	[−0.278,2.293]	0.123

† ***, $P < 0.001$.

的 R^2 较高（0.978），参数 m（0.950）趋近于 1，参数 n（0.413）与 0 无显著差异（$P > 0.1$），TRE 的绝对值最小（2.89%），且方程预估值与观测值之间无显著的系统偏差（$P > 0.05$）。因此，本研究选择纳入幂函数结构 ND_g^{φ} 的修正 Weibull 方程作为研究区杉木林碳储量估算的最优模型，模型具体形式为：

$$C = 189.900[1 - e^{(-0.001ND_g^{2.648}A^{0.086})}] + \varepsilon。\quad（10）$$

2.3 最优模型与传统方法的估算结果对比分析

最优模型（修正 Weibull 方程）与传统方法在独立检验数据上的比较结果见表 6 和图 3。结果显示，不同方法的预估值和观测值线性拟合的 R^2 为 0.792 ～ 0.978，参数 m 为 0.575 ～ 0.950，n 为 −0.568 ～ 10.921。其中，修正 Weibull 方程的 R^2 最高（0.978），参数 m 最大（0.950，$P < 0.001$），参数 n（0.413）与 0 无显著差异（$P > 0.1$），TRE 的绝对值最小（2.89%），且满足小于 3% 的一般精度要求，表明修正 Weibull 方程的预估精度最高。

传统方法的预估结果偏差高于修正 Weibull 方程的预估结果，其中 CBEF1 法和 CBEF2 法的预估结果表现出巨大偏差。相较于修正 Weibull 方程，BEF 法预估值和观测值线性拟合的 R^2（0.974）和参数 m（0.934，$P < 0.001$）分别低 0.4% 和 1.7%，n（−0.568）与 0 无显著差异（$P > 0.1$）；CBEF1 法的 R^2（0.792）和参数 m（0.575，$P < 0.001$）分别低 19.0% 和 39.5%，参数 n 达 10.921（$P < 0.001$）；CBEF2 法的 R^2（0.872）和参数 m（0.681，$P < 0.001$）分别低 10.8% 和 28.3%，参数 n 达 8.715（$P < 0.001$）；BEF 法、CBEF1 法和 CBEF2 法的 TRE 分别为 10.57%、−13.17% 和 −12.36%，其绝对值均远高于 3% 的一般精度要求。

表 6　最优模型与传统方法预估结果对比 †

Table 6　Comparison of estimation results between the optimal model and the conventional models

模型 Model	方法 Method	参数及评价指标 Parameters and evaluation metrics				Wilcoxon 符号秩检验 Wilcoxon signed rank test		
		R^2	m	n	TRE /%	（伪）中位数 (pseudo) median /(t·hm^{-2})	95% 置信区间 95 percent confidence interval /(t·hm^{-2})	P 值 P value
最优模型 Optimal model	修正 Weibull	0.978	0.950***	0.413	2.89	−0.292	[−0.791,0.069]	0.124
传统方法 Conventional models	BEF	0.974	0.934***	−0.568	10.57	−1.427	[−2.157,−0.958]	＜ 0.001
	CBEF1	0.792	0.575***	10.921***	−13.17	4.227	[1.547,6.063]	＜ 0.05
	CBEF2	0.872	0.681***	8.715***	−12.36	3.673	[1.800,5.149]	＜ 0.005

† ***, $P < 0.001$.

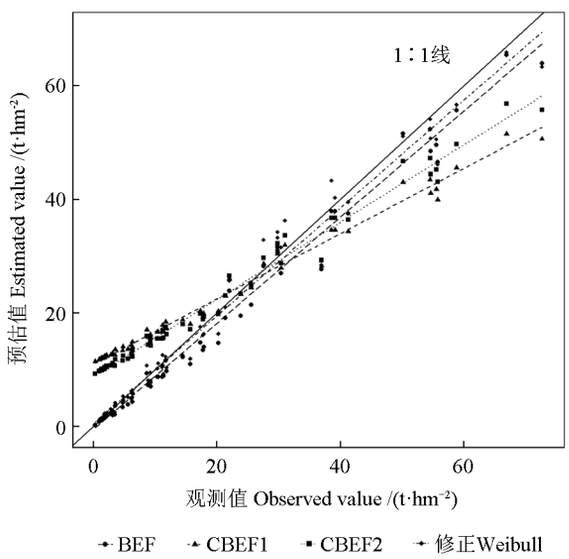


图 3　不同方法的预估值与观测值的线性回归

Fig. 3　Linear regression between estimated values and observed values among different methods

Wilcoxon 符号秩检验结果显示，修正 Weibull 方程的预估值与观测值之间的系统偏差不显著（$P > 0.05$），BEF 法和 CBEF 法的预估值存在显著的系统偏差（$P < 0.05$）。其中，BEF 法的预估值存在系统性低估，比观测值平均低 1.427 t·hm^{-2}；CBEF1 法和 CBEF2 法的预估值均存在严重系统性高估，分别比观测值平均高 4.227 t·hm^{-2} 和 3.673 t·hm^{-2}。图 3 显示，修正 Weibull 方程的预估值更接近观测值（分布在 1∶1 线附近），BEF 法和 CBEF 法的偏离较大，CBEF 法尤为明显，进一步验证了修正 Weibull 方程的预估结果优于传统方法。

3　讨论与结论

3.1　讨　论

全国森林连续清查数据结合国家标准为构建具有全国统一可比性的林分碳储量模型提供了重要依据。本研究基于国家标准建立了区域特异性林分水平碳储量估算模型，为森林碳储量的准确可靠估算提供了方法参考。

已有研究使用理论生长方程进行林分碳储量建模，通常以时间变量驱动林分碳储量的渐进增长过程，通过使用可变参数法将立地等级、林分密度指数、气候因子等引入模型，以提升模型预估精度。研究表明，林分密度是影响林分生长的重要因素，常用林分断面积、株数密度、林分密度指数、树冠竞争因子等表示 [32]。其中，林分断面积与林木株数及林木大小有关，是收获量预估中常用的林分密度指标，但其属于小班调查中的间接计算因子，无法在森林资源档案数据库中直接获取。为确保所构建模型的实用性，本研究将反映林分密度的林分因子 D_g 和 N 的 2 种幂函数结构 ND_g^{φ} 与 $N^{\delta}D_g^{\varphi}$ 纳入理论生长方程。这一改进使模型能够同时量化密度效应与个体大小对林分碳储量积累速率的协同影响，更贴合林分动态中“密度 - 胸径权衡”的生态学规律 [33-34]。结果显示，纳入幂函数结构 ND_g^{φ} 的修正 Weibull 方程为本研究林分碳储量估算的最优理论生长方程，且在拟合精度、可靠性和模型复杂度及其外推能力方面均优于常用的 PA 方程。由于林分生长速率主要受林分密度的影响，修正 Weibull 方程中将参数 $\beta N^{\delta}D_g^{\varphi}$ 的乘积结构作为速率调整因子，其决定了林分碳储量增长过程的速度。F 检验结果显示，参数 δ 为 1 时的模型最优，表明林分碳储量增长速率对 N 的变化呈近似线性响应，这一结果支持了幼龄林等密度主导期林分，通过保持较高初始密度以促进碳储量积累的经营管理策略 [35]。参数 φ（2.648）反映林分碳储量增长速率对 D_g 增长高度敏感，揭示了 D_g 对林分碳储量增长的超线性贡献，这一结果符合近熟林等个体大小主导期林分的异速生长规律，此阶段大径级林木的单株碳汇优势显著，疏伐保留大径木，可高效维持林分碳储量增长 [36-37]。最佳模型证实了杉木林“前期保密度、后期促径阶”的碳汇优化路径，为后续制定差异化碳汇林经营

方案、平衡短期碳增汇与长期碳储存提供了理论依据。

与直接使用林分变量构建的最优模型比较，传统方法预估结果存在显著偏差，主要源于以下三个方面：一是传统方法依赖一元材积模型间接估算碳储量，而最优模型直接建立林分因子与碳储量的关系，减少了中间环节的误差传递；二是模型本身差异导致的估算偏差，即传统方法采用的全国尺度参数未考虑区域异质性，从而导致模型参数适应性不足，而最优模型基于特定区域数据构建，模型参数更具针对性；三是最优模型能更好地捕捉变量间复杂的非线性关系，而传统方法的线性假设可能过于简化。

本研究仍存在一定的局限性，未来有待进一步改进。首先，最优模型假定 D_g 和 N 可以独立变化，但在实际疏伐操作中，两者通常呈负相关[38]。在实际应用中应结合密度管理图等工具明确其可行域，避免外推至非生理组合范围，使用最优模型深入探讨疏伐强度和频率等因素对杉木林碳储量的具体影响有待进一步研究。其次，已有研究[13,28]表明，考虑树种组成的模型表现更好。本研究涉及 62 种优势树种（组），为了更好地捕捉数据的变异性，未来可考虑将优势树种组成指数作为单独变量或纳入混合效应模型，以进一步提高模型的普适性和预测精度。最后，本研究基于国家尺度主要树种的立木生物量模型及碳计量参数推导了区域林分尺度碳储量模型，确保了估算结果的可比性，然而由于不同区域立木参数的差异，特别是“其他硬阔”和“其他软阔”两类树种组的归并范围过于宽泛，导致本研究假设的林分碳储量观测值仍具有很大不确定性。未来有待进一步加强对本土主要阔叶树种立木生物量模型及碳计量参数的研究，以降低区域林分碳储量估算的不确定性。

3.2 结 论

本研究基于国家标准，采用常用的 PA 方程以及生物学意义较好的 Logistic、修正 Weibull 和 Gompertz 理论生长方程，用于估算江西省杉木林碳储量。在模型构建过程中，通过引入反映林分密度特征的平均胸径（D_g）和株数密度（N）变量组合，对传统理论生长方程进行了改进。结果显示，纳入幂函数结构 ND_g^{φ} 的修正 Weibull 方程具有最高的拟合精度、最低的模型复杂度以及最佳的模型外推能力，是研究区杉木林碳储量估算的最优模型。与传统方法预估结果相比，修正 Weibull 方程预估结果在精度和可靠性方面均更优，具有较高的实际应用价值，可为研究区杉木林碳储量精准可靠计量提供参考。

参考文献：

[1] LI Q X, JIA Z Q, FENG L L, et al. Dynamics of biomass and carbon sequestration across a chronosequence of *Caragana intermedia* plantations on alpine sandy land[J]. Scientific Reports, 2018,8:12432.

[2] 黄承梁 , 李志萌 , 刘勇 , 等 . 打造美丽中国 “ 江西样板 ”: 习近平生态文明思想在江西的理论与实践 [J]. 江西师范大学学报 (哲学社会科学版),2025,58(1):34-43.
HUANG C L, LI Z M, LIU Y, et al. Building “Jiangxi model” of beautiful China: theory and practice of XI Jinping’s thought on ecological civilization in Jiangxi[J]. Journal of Jiangxi Normal University (Philosophy and Social Sciences Edition),2025,58(1): 34-43.

[3] 刘小虎 . 江西将森林碳汇纳入生态保护补偿 [EB/OL]. (2024-01-10)[2025-03-26]. https://www.forestry.gov.cn/c/www/dfdt/541601.jhtml.
LIU X H. Jiangxi incorporates forest carbon sinks into ecological protection compensation[EB/OL]. (2024-01-10)[2025-03-26]. https://www.forestry.gov.cn/c/www/ dfdt/541601.jhtml.

[4] 胡茸茸 , 郭杨 , 欧阳勋志 , 等 . 赣中杉木林碳密度空间分布格局及其影响因素 [J]. 生态学杂志 ,2025,44(2):365-372.
HU R R, GUO Y, OUYANG X Z, et al. Spatial distribution pattern of carbon density and its influencing factors of *Cunninghamia lanceolata* plantations in central Jiangxi[J]. Chinese Journal of Ecology,2025,44(2):365-372.

[5] 燕腾 , 彭一航 , 王效科 , 等 . 西南 5 省市区森林植被碳储量及碳密度估算 [J]. 西北林学院学报 ,2016,31(4):39-43.
YAN T, PENG Y H, WANG X K, et al. Estimation on carbon reserve and carbon density of the forest vegetation in five southwestern provinces[J]. Journal of Northwest Forestry University,2016,31(4):39-43.

[6] FANG J Y, WANG G G, LIU G H, et al. Forest biomass of China: an estimate based on the biomass-volume relationship[J]. Ecological Applications,1998,8(4):1084-1091.

[7] 吴国训 , 唐学君 , 阮宏华 , 等 . 基于森林资源清查的江西省森林碳储量及固碳潜力研究 [J]. 南京林业大学学报 (自然科学版),2019,43(1):105-110.
WU G X, TANG X J, RUAN H H, et al. Carbon storage and carbon sequestration potential based on forest inventory data in Jiangxi Province, China[J]. Journal of Nanjing Forestry University (Natural Sciences Edition), 2019,43(1):105-110.

[8] ZHAO M M, YANG J L, ZHAO N, et al. Estimation of China’s forest stand biomass carbon sequestration based on the continuous biomass expansion factor model and seven forest inventories from 1977 to 2013[J]. Forest Ecology and

Management,2019,448:528-534.

[9] ZHANG C H, JU W M, CHEN J M, et al. China's forest biomass carbon sink based on seven inventories from 1973 to 2008[J]. Climatic Change,2013,118:933-948.

[10] PROBER S M, POTTS B M, HARRISON P A, et al. Leaf economic and hydraulic traits signal disparate climate adaptation patterns in two co-occurring woodland eucalypts[J]. Plants, 2022,11:1846.

[11] 高琛 , 黄龙生 , 刘甲午 , 等 . 森林碳汇测量方法对比分析 [J]. 河北林业科技 ,2014(1):35-37.
GAO C, HUANG L S, LIU J W, et al. Comparative analysis of forest carbon sink measurement methods[J]. Journal of Hebei Forestry Science and Technology,2014(1):35-37.

[12] 曾伟生 , 孙乡楠 , 王六如 , 等 . 东北林区 10 种主要森林类型的蓄积量、生物量和碳储量模型研建 [J]. 北京林业大学学报 , 2021,43(3):1-8.
ZENG W S, SUN X N, WANG L R, et al. Developing stand volume, biomass and carbon stock models for ten major forest types in forest region of northeastern China[J]. Journal of Beijing Forestry University,2021,43(3):1-8.

[13] LIEPIŅŠ J, LAZDIŅŠ A, KALĒJA S, et al. Species composition affects the accuracy of stand-level biomass models in hemiboreal forests[J]. Land,2022,11:1108.

[14] HE X, LEI X D, DONG L H. How large is the difference in large-scale forest biomass estimations based on new climate-modified stand biomass models?[J]. Ecological Indicators,2021,126: 107569.

[15] XIN S D, MAHARDIKA S B, JIANG L C. Stand-level biomass estimation for Korean pine plantations based on four additive methods in Heilongjiang Province, northeast China[J]. Cerne, 2022,28:e103008.

[16] KHAN M N I, SHIL M C, AZAD M S, et al. Allometric relationships of stem volume and stand level carbon stocks at varying stand density in *Swietenia macrophylla* King plantations, Bangladesh[J]. Forest Ecology and Management,2018,430: 639-648.

[17] ZHANG L J, LAI G H, ZENG W S, et al. Effect of climate on carbon storage growth models for three major coniferous plantations in China based on national forest inventory data[J]. Forests,2022,13:882.

[18] LIU J W, YANG B X, LI M S, et al. Assessing forest-change-induced carbon storage dynamics by integrating GF-1 image and localized allometric growth equations in Jiangning district, Nanjing, eastern China (2017-2020)[J]. Forests,2024,15:506.

[19] NAIK S K, SARKAR P K, DAS B, et al. Predictive models for dry biomass and carbon stock estimation in *Litchi chinensis* under hot and dry sub-humid climate[J]. Archives of Agronomy and Soil Science,2018,64:1366-1378.

[20] SILESHI G W. A critical review of forest biomass estimation models, common mistakes and corrective measures[J]. Forest Ecology and Management,2014,329:237-254.

[21] CASTEDO-DORADO F, GÓMEZ-GARCÍA E, DIÉGUEZ-ARANDA U, et al. Aboveground stand-level biomass estimation: a comparison of two methods for major forest species in northwest Spain[J]. Annals of Forest Science,2012,69:735-746.

[22] ZHANG C S, DENG Q H, LIU A B, et al. Effects of stand structure and topography on forest vegetation carbon density in Jiangxi Province[J]. Forests,2021,12:1483.

[23] 中国林业科学研究院 . 杉木用材林质量提升及固碳增汇关键技术研究与应用 [EB/OL]. (2023-03-09)[2025-06-22]. https://www.caf.ac.cn/info/1279/48174.htm.
Chinese Academy of Forestry. Research and application of key technologies for quality improvement and carbon sequestration in *Cunninghamia lanceolata* forests[EB/OL]. (2023-03-09)[2025-06-22]. https://www.caf.ac.cn/info/1279/48174.htm.

[24] 国家标准化管理委员会 . 森林资源连续清查技术规程 : GB/T 38590—2020[S]. 北京 : 中国标准出版社 ,2020.
Standardization Administration of the People's Republic of China. Technical regulations for continuous forest inventory: GB/T 38590-2020[S]. Beijing: Standards Press of China,2020.

[25] 姜兴艳 , 曾思齐 , 石振威 , 等 . 湖南省楠木次生林收获表的研制 [J]. 中南林业科技大学学报 ,2020,40(11):55-64.
JIANG X Y, ZENG S Q, SHI Z W, et al. Establishment of the yield tables of *Phoebe zhennan* secondary forest in Hunan Province[J]. Journal of Central South University of Forestry & Technology,2020,40(11):55-64.

[26] 张景路 , 张绘芳 , 高健 , 等 . 基于林分生长模型的天山云杉碳汇潜力估测 [J]. 江苏农业学报 ,2023,39(6):1332-1340.
ZHANG J L, ZHANG H F, GAO J, et al. Estimation of carbon sequestration potential of *Picea schrenkiana* based on stand growth model[J]. Jiangsu Journal of Agricultural Sciences, 2023,39(6):1332-1340.

[27] 曾伟生 . 加权回归估计中不同权函数的对比分析 [J]. 林业资源管理 ,2013(5):55-61.
ZENG W S. Comparison of different weight functions in weighted regression[J]. Forest Resources Management,2013(5):55-61.

[28] 郭泽鑫 , 曹聪 , 刘萍 . 基于连清数据的广东杉木人工林生物量模型构建 [J]. 中南林业科技大学学报 ,2022,42(8):78-89.
GUO Z X, CAO C, LIU P. Construction of biomass models of *Cunninghamia lanceolata* plantation based on the continuous forest inventory in Guangdong[J]. Journal of Central South University of Forestry & Technology,2022,42(8):78-89.

[29] 洪奕丰 . 长白落叶松生物量组分多尺度遥感反演 [D]. 北京 : 中国林业科学研究院 ,2019.
HONG Y F. Multi-scale remote sensing inversion of biomass component of *Larix olgensis*[D]. Beijing: Chinese Academy of Forestry,2019.

[30] 高永龙 , 赖光辉 , 王月容 , 等 . 基于全国森林资源清查数据

的油松人工林碳储量生长模型 [J]. 林草资源研究 ,2024(3):79-87.
GAO Y L, LAI G H, WANG Y R, et al. Growth model of carbon storage in *Pinus tabuliformis* plantation based on national forest inventory data[J]. Forest and Grassland Resources Research, 2024(3):79-87.

[31] 谢瑞麟 , 崔展齐 , 陈翔 , 等 . IADT: 基于解释分析的深度神经网络差分测试 [J]. 软件学报 ,2024,35(12):5452-5469.
XIE R L, CUI Z Q, CHEN X, et al. IADT: interpretability-analysis-based differential testing for deep neural network[J]. Journal of Software,2024,35(12):5452-5469.

[32] 李晓燕 , 段爱国 , 张建国 , 等 . 不同良种与初植密度杉木林分密度指标动态特征 [J]. 林业科学研究 ,2021,34(2):72-80.
LI X Y, DUAN A G, ZHANG J G, et al. Dynamic characteristics of stand density measure of Chinese fir (*Cunninghamia lanceolata*) plantations with different improved varieties and initial planting densities[J]. Forest Research,2021,34(2):72-80.

[33] WHITE J, HARPER J L. Correlated changes in plant size and number in plant populations[J]. Journal of Ecology,1970,58(2):467-485.

[34] WESTOBY M. The self-thinning rule[M]//Advances in Ecological Research Volume 14. Amsterdam: Elsevier,1984:167-225.

[35] GABIRA M M, GIRONA M M, DESROCHERS A, et al. The impact of planting density on forest monospecific plantations: an overview[J]. Forest Ecology and Management,2023,534:120882.

[36] 张薇 . 抚育间伐对杉木人工林生长及碳储量的影响 [D]. 长沙 : 中南林业科技大学 , 2024.
ZHANG W. Effects of tending thinning on growth and carbon storage of *Cunninghamia lanceolata* plantation[D]. Changsha: Central South University of Forestry & Technology,2024.

[37] ZHAO M F, SUN M D, XIONG T, et al. On the link between tree size and ecosystem carbon sequestration capacity across continental forests[J]. Ecosphere, 2022,13:e4079.

[38] 周威 , 龙成 , 杨小波 , 等 . 海南铜鼓岭灌木林稀疏规律 [J]. 生态学报 ,2013,33(20):6569-6576.
ZHOU W, LONG C, YANG X B, et al. The thinning regular of the the shrubbery at Tongguling national nature reserve on Hainan island, China[J]. Acta Ecologica Sinica, 2013,33(20):6569-6576.

[本文编校：谢荣秀]

（上接第 11 页）

XING K F, XIE H X, ZHANG L D, et al. Diversity analysis on fruit phenotype of wild *Camellia oleifera* from different provenances[J]. Journal of Plant Genetic Resources,2024,25(7):1106-1117.

[24] 郭鑫淼 , 袁迎春 , 胡观兴 , 等 . 油茶杂交子代花器官性状的遗传分析 [J]. 植物遗传资源学报 ,2023,24(6):1649-1658.
GUO X M, YUAN Y C, HU G X, et al. Genetic analysis of floral organ traits in hybrid progenies of *Camellia oleifera*[J]. Journal of Plant Genetic Resources, 2023,24(6):1649-1658.

[25] 金笑龙 . 安徽省大别山地区油茶优树选择研究 [D]. 合肥 : 安徽农业大学 ,2011.
JIN X L. Study on selection of superior *Camellia oleifera* in the area of Dabie mountain[D]. Hefei: Anhui Agricultural University, 2011.

[26] 丁涛 , 姜毅 , 赵芷萱 , 等 . 油茶杂交子代群体花柱和花粉性状的遗传分析 [J]. 森林与环境学报 ,2025,45(2):212-217.
DING T, JIANG Y, ZHAO Z X, et al. Genetic analysis of style and pollen traits in hybrid progeny populations of *Camellia oleifera*[J]. Journal of Forest and Environment,2025,45(2):212-217.

[27] GONG H, CHANG Y H, XU J M, et al. Unilateral cross-incompatibility between *Camellia oleifera* and *C. yuhsienensis* provides new insights for hybridization in *Camellia* spp.[J]. Frontiers in Plant Science,2023,14:1182745.

[28] 贺胜 , 胡观兴 , 胡东兵 , 等 . 油茶新品种 ‘ 德油 2 号 ’ 开花特性及品种配置 [J]. 森林与环境学报 ,2025,45(3):283-289.
HE S, HU G X, HU D B, et al. Flowering characteristics and configuration of a new *Camellia oleifera* cultivar ‘Deyou 2’[J]. Journal of Forest and Environment,2025,45(3):283-289.

[29] 江泽鹏 , 蔡娅 , 张幸 , 等 . 油茶产量与果实主要经济性状相关性分析 [J]. 中国农学通报 ,2023,39(25):16-20.
JIANG Z P, CAI Y, ZHANG X, et al. Correlation analysis of *Camellia oleifera* yield and main fruit economic character[J]. Chinese Agricultural Science Bulletin,2023,39(25):16-20.

[本文编校：谢荣秀]