文章编号:1001-1498(2015)02-0261-04

黄土高原半干旱区油松人工林林冠 截留模型及其参数特征研究

尹准生,孙长忠*,赵明扬

(中国林业科学研究院华北林业实验中心,北京 102300)

摘要:利用 2008—2011 年定位观测数据,采用回归分析方法对黄土高原半干旱区油松人工林林冠截留与林外降雨之间的关系进行建模研究,并运用 Bootstrap 方法,对模型参数特征进行分析。结果表明:林冠截留量(I)与林外降雨量(P)可用非线性模型 $I=aP^b$ 进行回归模拟,回归方程为 $I=0.584P^{0.576}$;该模型不仅具有较高的拟合精度,且拟合方程参数稳定性良好,经检验,方程均达到显著性要求,可在该区域油松人工林应用。

关键词:油松;回归分析;Bootstrap 方法;林冠截留模型;林冠截留

中图分类号:S715

文献标识码:A

Study on Canopy Interception Model and Its Parameter Characteristics of Pinus tabulaeformis Artificial Plantation in the Loess Plateau

YIN Zhun-sheng, SUN Chang-zhong, ZHAO Ming-yang
(Forestry Experiment Center of North China, Chinese Academy of Forestry, Beijing 102300, China)

Abstract: Based on the data deriving from 2008 to 2011 observed in the field, by using regression analysis, the re-

lationship between rainfall and canopy interception of *Pinus tabulaeformis* plantation planted in the Loess Plateau was analyzed, and the regression parameters of the model were studied by the method of bootstrap. The results showed that both of the relationships could be analyzed by the nonlinear model $I = aP^b$, which could be exactly expressed by $I = 0.584P^{0.576}$. This model not only had high fitting accuracy, but also the fitting parameters had good stability. The model could meet the requirement for significance, so it is feasible to be applied for the study areas.

Key words: Pinus tabulaeformis; regression analysis; bootstrap method; canopy interception model; canopy interceptio

我国黄土高原地区植被破坏、水土流失严重,水分是林分生产力及稳定性的限制因子,而降雨几乎是林地水分的唯一来源,直接关系到植被建设的成效^[1-3]。林冠对降雨的分配作用,直接影响着林分涵蓄降水能力的大小、产生地表径流的能力和林地土壤有效水分的多少,而林冠截留作为降雨再分配的一部分,在森林水分循环过程中占据重要地位^[4-6]。多年来,国内外学者对林冠截留进行了大量研究^[7-9],林冠截留模型作为估算和预测林冠截

留的有效工具,可分为经验模型、半经验与半理论模型和理论模型^[10-13]。经验模型是结合实测数据,使用统计方法构建的水文模型,该类模型形式较多^[14-15],结构简单,使用方便,通常只有林外大气降雨量一个因素,对于估算林冠截留量具有重要作用。因此,根据野外试验样地的实测资料,建立合适的林冠截留模型,是森林水文效应功能量化评价研究的基础工作之一^[16-18]。本文采用回归分析方法对黄土高原半于旱区油松人工林林冠截留与林外降雨之

收稿日期: 2014-06-14

基金项目: 国家自然科学基金项目"黄土高原半干旱区人工植被水分生态环境效应规律研究"(30170769)

作者简介: 尹准生(1988—),男,硕士生. 主要研究方向:森林水文. E-mail; yinzhunsheng@ 163. com

^{*} 通讯作者:研究员. 主要研究方向:森林培育与森林生态. E-mail: sun61@163. com

间的关系进行建模研究,并运用 Bootstrap 对模型参数的变化规律进行探讨,从而为黄土高原油松人工林林冠层水文效应的深入研究,提供理论参考。

1 研究区概况与研究方法

1.1 研究区概况

该研究区为典型的黄土高原半干旱区,试验地位于山西省忻州市偏关县陈家营(111°01′~111°22′ E,39°12′~39°40′N),海拔1377 m,大陆性气候,年平均气温3.7℃,年平均降水量425.3 mm,全年60%以上的降水集中在7—9月,主要植被为乔木林和灌丛,造林树种主要为油松(Pinus tabulaeformis Carr.)、侧柏(Platycladus orientalis (L.) Franco)和樟子松(Pinus sylvestris var. mongolica Litv.)等。在林龄为30年(经抚育的人工同龄林,林相整齐,单株差异较小)的油松纯林内设置3个20m×20m的油松标准地,标准地的油松平均树高4.8 m,平均胸径10.6 cm,郁闭度0.8。

1.2 研究方法

在林外附近空地设置1个小型气象站进行各气 象因子的测定,林内试验样地进行林内穿透雨和树 干茎流观测。

- 1.2.1 林外降雨的测定 林外小型气象站内安置 1 个雨量筒,测量每次降雨量,即为林外降雨量(P)。
- 1.2.2 林內穿透雨的测定 在每个林内试验样地具有代表性的区域选择一矩形(圆形)区块,取其对角线的两端及中点(圆心及任一直径的两端)布设3个雨量筒,每次降雨后观测所得穿透雨量,取其平均值,即为林内穿透雨量(T_F)。
- 1.2.3 树干茎流的测定 每个样地选择标准木 3 株,将直径为 10 cm 的聚乙烯塑料管在树干胸径处 缠绕 2 周,固定后将接缝处用密封胶封严,将软管下部伸入塑料桶,收集导入塑料桶内的降水,用量筒测量,通过以下公式计算树干茎流量 (S_F) 。

$$S_F = \left(N \times \sum_{i=1}^n C_i\right) / (n \times S) \tag{1}$$

式(1)中: n 为标准木株数, N 为样地内的林木总株数, S 为样地面积 (m^2) ; C_i 为第 i 株标准木的树干茎流体积(mL)。

1.2.4 林冠截留量的测定 林冠截留量(I_c)可以通过林冠层水量平衡原理计算得出,即林外降雨量(P)减去林内穿透雨量(T_F)和树干茎流

量 $(S_F)_\circ$

$$I_c = P - (T_F + S_F) \tag{2}$$

1.3 Bootstrap 统计方法

在非参数统计中,Bootstrap 方法是一种非常重要的统计方法,该方法将每次抽样的参数估计值作为研究对象的观测值,通过多次重复抽样获得研究参数的样本来进行统计推断^[19-20],本文使用Bootsrap 方法对林冠截留模型参数特征进行分析。目前,Bootsrap 方法主要用于经济分析及卫生统计等方面,对于林业方面的应用较少,该方法的原理简要如下:

考虑回归模型:

$$Y = f(X, \beta) + \varepsilon \tag{3}$$

式(3)中,f是一般函数,包括线性和非线性函数; β 是p维向量,是模型中待估计的参数; ε 为随机变量, ε 的分布函数 F未知,且 $E_F(\varepsilon)=0$, $Var_F(\varepsilon)=\sigma^2$ (其中,E和Var分别为均值和方差,且 σ^2 未知)。

在给定观测值 (y_1,x_1) , (y_2,x_2) , \cdots , (y_n,x_n) 的条件下,有

$$y_i = f(x_i, \beta) + \varepsilon_i (i = 1, 2, \dots, n)$$
 (4)

式(4)中, $x_i = (x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{mi})$ 为m维向量,即函数f有m个变量; $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_n$ 相互独立,且 $E_F(\varepsilon_i) = 0$, $Var_F(\varepsilon_i) = \sigma^2$ 。

利用式(5)并结合优化算法即可得到关于参数 β 的最小二乘估计 $\hat{\beta}$ 。

$$\sum_{i=1}^{n} \left[y_i - f(x_i, \hat{\beta}) \right]^2 = \min_{\beta} \sum_{i=1}^{n} \left[y_i - f(x_i, \beta) \right]^2$$
(5)

结合 Bootstrap 方法,借助计算机统计模拟获得 关于参数 $\hat{\beta}$ 的一些抽样分布性质,具体方法为:

$$(1)$$
首先定义 ξ 的分布函数为 \hat{F} ,且

$$P(\xi = \hat{\varepsilon}_i - \overline{\hat{\varepsilon}}) = 1/n, i = 1, 2, \dots, n$$
 (6)

式(6)中,
$$\hat{\varepsilon}_i = y_i - f(x_i - \hat{\beta})$$
, $\bar{\hat{\varepsilon}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_i$,于

是有
$$E_F(\xi) = 0$$
, $Var_F(\xi) = \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_i^2 - \overline{\hat{\varepsilon}}^2$ 。

(2)在 \hat{F} 中抽取 Bootstrap 子样 $\varepsilon^* = (\varepsilon_1^*, \varepsilon_2^*, \cdots, \varepsilon_n^*)$,并据此作 Bootstrap 回归模型

$$y_i = f(x_i, \boldsymbol{\beta}^*) + \varepsilon_i^*, \varepsilon_i^* \sim \hat{F}, i = 1, 2, \dots, n(7)$$

取 $(y_1^*, x_1), (y_2^*, x_2), \dots, (y_n^*, x_n)$ 为 Bootstrap 观测值,其中, $y_i^* = f(x_i, \hat{\beta}) + \varepsilon_i^*$ 。同理,

$$\sum_{i=1}^{n} [y_i^* - f(x_i, \hat{\beta}^*)]^2 = \min_{\beta^*} \sum_{i=1}^{n} [y_i^* - f(x_i, \beta^*)]^2$$
(8)

通过优化方法得到 $\hat{\beta}$ 的最小二乘估计 $\hat{\beta}$ 。

步骤(2)中,对其重复独立的样本进行 N 次迭代计算,得到一组 $\hat{\beta}_1^*$, $\hat{\beta}_2^*$,…, $\hat{\beta}_N^*$,用 ($\hat{\beta}_1^*$, $\hat{\beta}_2^*$,…, $\hat{\beta}_N^*$)可以估计 $\hat{\beta}^*$ 的 Bootstrap 分布或相应的数字特征,并据此作为 $\hat{\beta}$ 分布或相应的数字特征描述 [21]。

1.4 数据处理

采用开源软件 R 3.0.2 作为计算环境,进行相应的编程和数据分析与处理。

2 结果分析

2.1 林冠截留模型的建立

2008—2011 年共观测降雨 129 次,次降雨量最大值、最小值和平均值分别为 64.7、0.7、12.0 mm,林冠截留量最大值为 6.2 mm,最小值为 0.2 mm。将 2008 年至 2011 年林冠截留数据与林外降雨数据绘制散点图(图 1)可知:随着林外降雨量的增大,林冠截留量逐渐增大,但随着林外降雨增加到一定程度后,林冠截留量增加值很小(或不再增加),林外降雨量与林冠截留量符合幂指数函数关系,因此,采用幂指数函数 $I=aP^b(I)$ 为林冠截留量,P 为林外降雨,a 和 b 均为回归拟合参数)对林冠截留与林外降雨之间的关系进行回归拟合,拟合后的方程为 $I=0.584P^{0.576}$, R^2 为 0.893 4,说明方程能较好地反应林外降雨量与林冠截留量之间的关系。

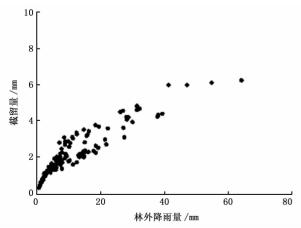


图 1 林外降雨量与林冠截留量的关系

2.2 林冠截留模型中各参数特征分析

由以上可知,结合 2008—2011 年实测数据,使用回归分析构建的林冠截留方程为 $I = 0.584P^{0.576}$ 。由于该方程中的参数是根据非线性回归拟合确定,

回归拟合的参数是否稳定尚需确定。谢益辉等^[22] 认为,Bootstap 方法不需对参数总体分布做假设或事先推导估计量的解析式,要做的仅仅是重构样本并不断计算估计值,进而通过分析估计值的变化特征来统计推断参数的稳定性。为此,基于 2008—2011年 129 组林外降雨与林冠截留数据,利用 Bootstrap法,对拟合方程回归分析的参数进行分析。此处采取有放回形式的抽样,为了确定合理的抽样次数,设置初次抽样次数为 1000 次 全多次重复抽样模拟结果发现,当抽样次数为 1000 次左右时,各模拟结果都趋于稳定,且各模拟值之间的差异也在预设的误差范围内,故选取抽样次数为 1000 次。抽样模拟结果见表 1。

表 1 林外降雨与林冠截留回归分析参数特征

林冠截留模型	参数	均值	标准差	变异系数
$I = aP^b$	a	0. 586	0.033	0.056
	b	0.575	0.018	0.032

由表1可知:估计参数 a 和 b 的标准差和变异系数均较小。通常变异系数越小,说明偏离均值程度越小,也说明参数的估计值波动较小,拟合方程参数比较稳定。采用 Bootstrap 方法抽样 1 000 次所得参数 a 和 b 的均值分别为 0.586 和 0.575,与采用回归拟合方程 I = 0.584P^{0.576}中的参数的相对误差分别为 0.34% 和 0.17%,相对误差均较小。由此可知,回归拟合参数是合格的;同时,从中得出,当有数据缺失或有数据出现部分变动时,该回归模型具有很好的稳定性(即回归参数不因上述原因出现大的波动)。综合以上可知,该回归模型不仅可以较好的拟合数据,且具有较好的稳定性。

2.3 林冠截留模型适用性检验

用于该地区。

在分析了回归参数稳定性并确定了回归模型的参数后,需要在此基础上进一步考察拟合方程的预估效果。为此,利用该试验区 2012 年全年实测的 44 组数据,对所建的模型 $I=0.584P^{0.576}$ 进行检验,次降雨模拟所得林冠截留量与次降雨林冠截留实测值作图 2,并进行 Pearson 相关性检验(图 3),结果显示:单次降雨林冠截留模拟的相对误差变化范围为 $0.1\% \sim 18.9\%$,相对误差值均小于 20%,平均相对误差值为 10.4%,认定模型检验合格;Pearson 相关性检验,实测值与模拟值之间的相关系数 $R^2=0.9739$, P<0.001, 线性极显著相关。综合以上可知:所建林冠截留模型适用性良好,可

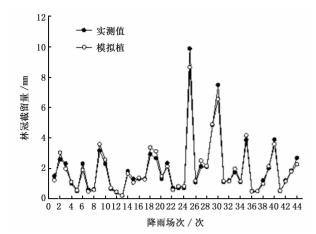


图 2 次降雨林冠截留量之模拟值与实测值的比较

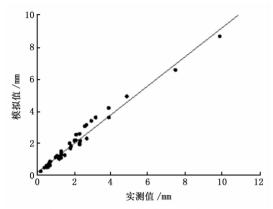


图 3 次降雨林冠截留量之模拟值与实测值的相关性分析

3 结论与讨论

黄土高原半干旱区人工油松林地林冠截留量与林外降雨量之间的关系可用非线性模型 $I=aP^b$ 进行回归分析,该模型不仅具有较高的拟合精度,且拟合方程参数稳定性良好,其回归方程为 $I=0.584P^{0.576}$,经检验,方程均达到显著性要求,可在该区域油松人工林应用。

由于经验模型大多是根据数据的分布规律选取合适的拟合方程得到的,是否有更适合的拟合方程需要进一步研究。本研究的数据采集局限于黄土高原半干旱区油松人工林,因此,模型的适用范围有限。由于本实验观测因子有限,本次建模仅使用大气降雨一个因素,而影响林冠截留的因素较多,主要有降雨量、降雨强度、空气温度、空气湿度、风速和植被特征等[23],因此,在下一步建模时有必要引入这些因素,从而建立更适用、模拟更精确的林冠截留模型,为林冠层水文效应的深入研究提供理论参考。

参考文献:

[1] 石培礼,李文华. 森林植被变化对水文过程和径流的影响效应

- [J]. 自然资源学报,2001,16(5):481-487.
- [2] 王礼先,张志强. 森林植被变化的水文生态效应研究进展[J]. 世界林业研究,1998,2(6):14-22.
- [3] 刘世荣. 中国森林生态系统水文生态功能规律[M]. 北京: 中国 林业出版社,1996:3-6.
- [4] 赵明扬, 孙长忠, 康 磊. 降雨再分配的回归模型差异性分析 [J]. 中南林业科技大学学报, 2013, 33(5): 79-84.
- [5] 周 彬, 韩海荣, 康峰峰, 等. 太岳山不同郁闭度油松人工林降水分配特征[J]. 生态学报, 2013, 33(5):1645-1653.
- [6] 方书敏,赵传燕,荐圣淇,等. 陇中黄土高原油松人工林林冠截留特征及模拟[J].应用生态学报,2013,24(6):1509-1516.
- [7] Iida S, Tanaka T, Sugita M. Change of interception process due to the succession from Japanese red pine to evergreen oak [J]. Journal of Hydrology, 2005, 315(1): 154-166.
- [8] Liu J. A theoretical model of the process of rainfall interception in forest canopy[J]. Ecological Modelling, 1988, 42(2):111-123.
- [9] 何常清,薛建辉,吴永波,等. 岷江上游亚高山川滇高山栎林的降雨再分配[J]. 应用生态学报,2008,19(19):1871-1876.
- [10] Valente F, David J S, Gash J H C. Modelling interception loss for two sparse eucalypt and pine forests in central Portugal using reformulated Rutter and Gash analytical models[J]. Journal of Hydrology, 1997, 190(1):141-162.
- [11] 刘家冈,万国良,张学培,等. 林冠对降雨截留的半理论模型 [J]. 林业科学,2000,36(2):2-5.
- [12] Herbst M, Rosier P T W, Mcneil D D, et al. Seasonal variability of interception evaporation from the canopy of a mixed deciduous forest [J]. Agricultural and Forest Meteorology, 2008, 148 (11): 1655 – 1667.
- [13] Deguchi A, Hattori S, Park H. The influence of seasonal changes in canapy structure on interception loss; Application of the revised Gash model[J]. Journal of Hydrology, 2006, 318 (1-4):80-102.
- [14] 赵明扬. 黄土高原油松人工林水文效应模型研究[D]. 北京:中国林业科学研究院,2013.
- [15] Shigki M. Application of three canopy interception models to a young stand of Japanese cypress and interpretation in terms of interception mechanism [J]. Journal of Hydrology, 2007, 342 (3 -4): 305 -319.
- [16] 殷 有,周永斌,崔建国,等. 林冠截留模型[J]. 辽宁林业科技, 2001(5):10-12.
- [17] 王丽红,周秉瑞,李 良. 林冠降水截留效应国内研究进展[J]. 内蒙古林业,2013(6);22-23.
- [18] 荐圣淇,赵传燕,方书敏. 黄土高原丘陵沟壑区柠条和沙棘灌丛的降雨截留特征[J]. 应用生态学报,2012,23(9):2383-2389
- [19] Efron B, Tibshirani R. Bootstrap methods for standard errors, confidence intervals, and other measures of statistical accuracy [J]. Statistical Science, 1986, 1(1): 54-75.
- [20] Efron B. Bootstrap methods; another look at the jackknife[J]. The Annals of Statistics, 1979, 7(1):1-26.
- [21] 陈 峰,陆守曾,杨 珉. Bootstrap 估计及其应用[J]. 中国卫生统计,1997,14(5):5-7.
- [22] 谢益辉,朱 钰. Bootstrap 方法的历史发展和前沿研究[J]. 统计与信息论坛,2008,23(2):90-96.
- [23] 鲜靖苹,张家洋, 胡海波. 森林冠层水文研究进展[J]. 西北林 学院学报,2014,29(3):96-104.