

DOI:10.11918/201911110

基于气候突变年的太阳辐射模型统计时长选取方法

于 瑛, 贾晓宇, 陈 笑

(西安建筑科技大学 机电工程学院, 西安 710055)

摘要: 建立太阳辐射模型, 通过气象参数估算太阳辐射是完善太阳辐射数据的重要途径. 建模数据统计时长的选取影响辐射模型系数, 进而影响其估算误差. 为选择适当的数据统计时长, 减小辐射模型估算误差, 本文提出一种借助气候突变年选取建模数据统计时长的方法. 以我国 90 个台站超过 25 年的气象和辐射数据记录为例, 选择与太阳辐射相关性较强的日照时数、温度和湿度 3 个气象要素分别进行突变检验, 使用变差系数法确定气候突变年. 选取观测数据超过 25 年的统计时长和突变年之后的统计时长分别建立日总辐射模型和日散射辐射模型, 比较使用不同统计时长建立的模型估算误差. 误差结果显示, 以气候突变年为时间节点, 选择其后的数据记录年份作为建模统计时长可以使辐射模型的均方根误差百分率降低 2% 以上, 证明借助气候突变年选取辐射模型建模时长的方法可以有效降低模型估算误差. 该方法可为辐射模型统计时长的选取提供依据.

关键词: 太阳辐射模型; 统计时长; 气象要素; 气候突变年; 误差分析

中图分类号: TU119+2

文献标志码: A

文章编号: 0367-6234(2021)01-0193-08

Selection method of statistical duration in solar radiation model based on climate abrupt change year

YU Ying, JIA Xiaoyu, CHEN Xiao

(School of Mechanical and Electrical Engineering, Xi'an University of Architecture and Technology, Xi'an 710055, China)

Abstract: Establishing a solar radiation model which employs pertinent meteorological parameters for the estimation of solar radiation is essential for enhancing solar radiation data. The statistical duration used by the radiation model influences the model's coefficients and further affects its estimation errors. To select a proper statistics duration and minimize the radiation model estimation error, this paper proposes a kind of method that chooses an appropriate statistical duration based on the climate abrupt change year. By analyzing the meteorological and radiation data records of more than 25 years from 90 observatories and meteorological stations in China, three meteorological elements that are closely related to solar radiation, namely, sunshine duration, temperature and humidity, are used for abrupt change inspection. The coefficient of variation method is used to determine the climate abrupt change year. Daily global radiation model and daily diffuse radiation model are established respectively by choosing the statistics duration of observation data for over 25 years and the statistics duration after climate abrupt change year. The estimation errors of different models using different statistics duration are compared. According to the error results, the Root Mean Square Error percentage can be reduced by above 2% if data record years after the climate abrupt change year, which serves as the time node, are used as the modeling statistics duration. It demonstrates that the method of choosing radiation modeling duration using climate abrupt change year can reduce the modeling estimation error effectively. The method provides a reference to select the statistical duration in radiation models.

Keywords: solar radiation model; statistical duration; meteorological element; climate abrupt change year; error analysis

在全球变暖和环境污染的背景下, 太阳能作为清洁能源中的重要组成部分, 越来越受到人们广泛关注^[1]. 太阳辐射数据在建筑、工业、农业等领域的研究中有着深远的意义, 但由于经费、设备维护困难等方面的原因, 只有少量台站能够测量太阳辐射. 在我国有气象台站 2500 多个, 辐射台站仅有

98 个, 其中记录散射辐射数据的台站 17 个, 数量远少于气象台站. 太阳辐射观测数据远远不能满足需求, 辐射数据的缺乏成为制约太阳能应用的主要因素之一^[2]. 因此, 利用易于测量的气象参数估算太阳辐射, 成为补充太阳辐射数据的重要方法之一.

国内外学者提出了许多利用气象参数来估算太阳辐射的方法, 主要包括: 基于太阳辐射与气象参数之间的关系开发出的不同类型的经验模型^[3], 人工智能模型^[2,4], 自适应神经模糊推理系统 (ANFIS)^[5] 以及基于卫星的衍生模型^[6]. 文献调研

收稿日期: 2019-11-20

基金项目: “十三五” 国家科技支撑课题(2018YFC0704504)

作者简介: 于 瑛(1979—)女, 博士, 副教授

通信作者: 于 瑛, yinger5100@126.com

发现,不论使用哪种模型,国内外学者在建立太阳辐射模型时都采用了不同的建模时长.例如 Li 等^[7]用 1994 年-2004 年的数据,分析了 8 种模型的误差, Wu 等^[8]用 1994 年-2005 年的数据,对多种模型进行了比较, Janjai 等^[9]用柬埔寨三颗卫星 1995-2008 年的数据,估算了柬埔寨地区的太阳辐射, Chen 等^[10]用 1976 年-2000 年数据建立了支持向量机(SVM)的模型,估算东北地区的太阳辐射量.建模时长从小于 5 年^[11]、5 年到 10 年^[7,12]、10 年到 20 年^[8-9,13]、大于 20 年^[10,14]不等,但选择建模时长的原因及建模时长对于模型估算误差的影响在前期的文献中并没有明确讨论.

从统计学角度,在气象要素与太阳辐射关系相对稳定的情况下,往往较长的统计时长意味着可以得到可靠的模型参数.然而研究表明,全球近 50 年来日照时数、降水、温度等气候要素发生了变化,且不同地区的变化时间以及程度各不相同,地面太阳总辐射也出现了从减少到增加的变化过程^[15].如果建模统计时段使用了过多的历史数据则会削弱这种变化的影响,使模型不能很好地表征当前气象参数与太阳辐射之间的关系,所以选取统计时长时有必要考虑气候变化带来的影响.

鉴于此,本文提出一种借助气候突变年选取太阳辐射模型统计时长的方法.将气候突变年作为选取太阳辐射模型建模时长的时间节点,选取不同建模时长来建立太阳辐射估算模型,通过比较模型误差判断该方法的可行性.本文主要完成如下工作:1)选择与太阳辐射相关性较强的日照时数、温度、相对湿度表征气候变化,采用 Mann-Kendal 突变检验法对 90 个台站温度和相对湿度进行突变检验,采用累积距平法对日照时数进行突变检验;2)利用变差系数法分别计算 3 个气象要素的权重,进而确定各台站气候突变年;3)以气候突变年作为选取建模统计时长的时间节点,分别建立日总辐射模型和散射辐射模型,比较选取不同统计时长时模型误差,证明借助气候突变年选取太阳辐射模型统计时长方法的可行性.

1 数据获取及质量控制

本文选取日总辐射数据记录超过 25 年的 90 个台站和日散射辐射数据记录超过 25 年的 12 个台站作为研究对象.本文所用数据来自“中国地面气候资料日值数据集”和“中国辐射日值数据集”,上述数据集获取时间截止 2017 年 12 月 31 日.

数据质量控制是使用数据的前提,国家气象信息中心在发布数据之前已经进行了质量控制,但控制规则相对简单.针对我国数据状况,本文对日总

辐射数据制定以下质量控制原则:1)对于缺测数据,国家气象中心均以 32766 或 32744 代替,当数据中出现 32766 或 32744 时,应剔除;2)当晴空指数(水平面总辐射量/天文总辐射量)值大于等于 1 或小于 0.015,剔除该日的辐射观测数据.对散射辐射数据本文采用散射包络线法^[16]进行质量控制,即做出散射比 K_d (水平面散射辐射量/水平面总辐射量)与晴空指数 K_t 的散点图,首先删除 K_d 和 K_t 落在 $[0,1]$ 区间以外的值,然后将剩余数据根据晴空指数平均分为 10 个数据带,对于第 b 个数据带,求出相应散射比的均值 $\bar{K}_{d,b}$ 和标准偏差 σ_b ,并规定下包络线为 10 对数据 $(K_{t,b}, \bar{K}_{d,b} - 2\sigma_b)$ 的二次拟合曲线,上包络线为 10 对数据 $(K_{t,b}, \bar{K}_{d,b} + 2\sigma_b)$ 的二次拟合曲线,其中 $K_{t,b}$ 是第 b 个数据带中晴空指数的中值,剔除上下包络线范围之外的散点数据.

2 气候突变年的确定

气候突变是指气候从一种稳定状态跳跃式地转变到另一稳定状态的现象^[17].温度、湿度、降水、大气压等气象要素常被用来表征气候突变.白晶等^[18]对年平均气温和降水进行突变检验来表征气候变化,洛桑卓玛等^[19]对西藏地区降水量进行突变检验来表征气候变化,赵芳芳^[20]对气温、降水量和日照时数进行突变检验来表征气候变化.太阳辐射与气象要素之间有着密切联系,在众多气象要素中,日照时数、温度、相对湿度与太阳辐射相关性较强^[21],所以本文选择这 3 个气象要素进行突变检验来表征气候变化,进而判断气候突变年.

气象要素突变检验的方法有很多,常用的有 Mann-Kendall (M-K) 法,滑动 t 检验法^[17], Yamamoto 法,累积距平法^[22]等.由于气象要素变化特征不同,所以不同气象要素采用的突变检验方法也不相同. M-K 检验法作为一种非参数检验方法,假定了随机变量的分布,不需要样本遵从一定分布,不受少数异常值干扰^[17],在温度与湿度的突变检验中有很强的适用性,所以本文采用 M-K 法对温度、相对湿度进行突变检验.累积距平法在日照时数突变检测中广泛应用且结果较好,故本文采用该方法对日照时数进行突变检验.考虑到 3 个气象要素突变检验结果年份会出现不一致,所以采用变差系数法^[22]进一步计算各个气象要素对气候突变的影响权重,将权重最大的气象要素所对应的突变年确定为气候突变年.

我国地域辽阔,各区域气候环境各不相同,本文选取分布在我国东北部、西部、北部、南部的 4 个代

表台站为例说明气候突变年的确定方法. 台站具体信息见表 1.

表 1 代表台站信息

Tab.1 Information of representative stations

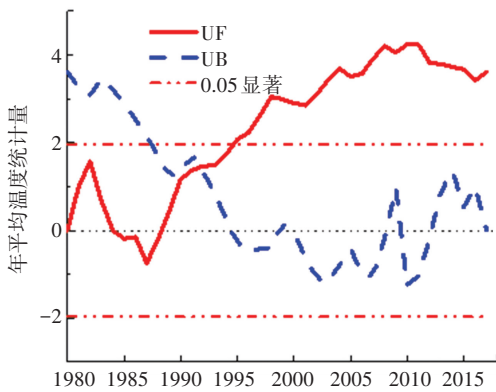
台站名	经度/(°)	纬度/(°)	海拔/m	观测数据记录时段
福州	26.05	119.17	85.00	1980 年-2017 年
喀什	39.29	75.45	1386.70	1980 年-2017 年
锡林浩特	43.57	116.07	1004.00	1980 年-2017 年
哈尔滨	45.56	128.44	110.00	1980 年-2017 年

2.1 气象要素突变检验

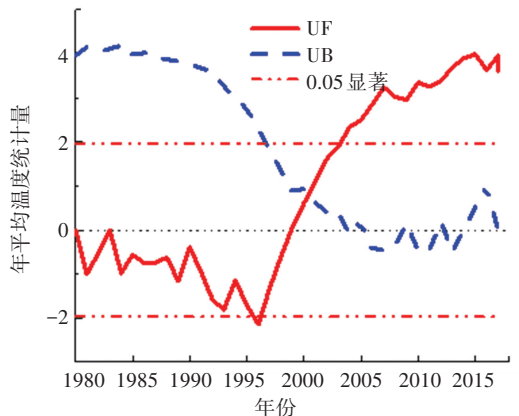
2.1.1 温度

温度是一种表示空气冷热程度的物理量, 它是气候变化的重要指标. 本文对 4 个代表台站年平均

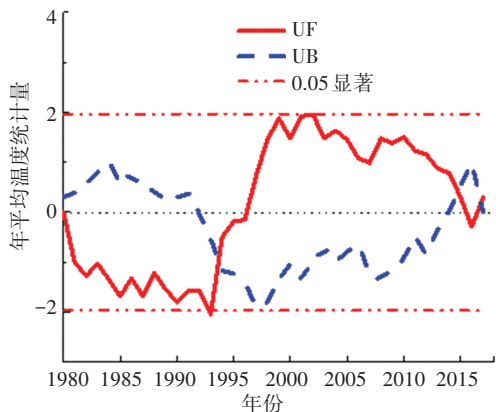
温度进行 M-K 突变检验. 图 1 为 4 个台站年平均温度 M-K 突变检验图(其中 UF 代表正向时间序列统计值, UB 代表逆向时间序列统计值), 由图 1(a) 中可知 UF 曲线在 1987 年出现一个波谷后持续上升, 可见在此期间哈尔滨年平均温度总体呈上升趋势. UF 曲线在 1980 年~1993 年并未超过 +1.96 信度线, 说明平均温度缓慢上升, 1993 年后 UF 超过 +1.96 信度线, 表明 1993 年后年平均温度明显升高. 图 1(a) 中 UB 曲线和 UF 曲线在 0.05 置信区间中只有一个交点, 该交点对应的横坐标为 1992 年, 该年即为哈尔滨的温度突变年. 按照相同的方法可得喀什、锡林浩特、福州温度突变年分别为 1999 年、1993 年、1989 年, 如图 1(b)、(c)、(d) 所示.



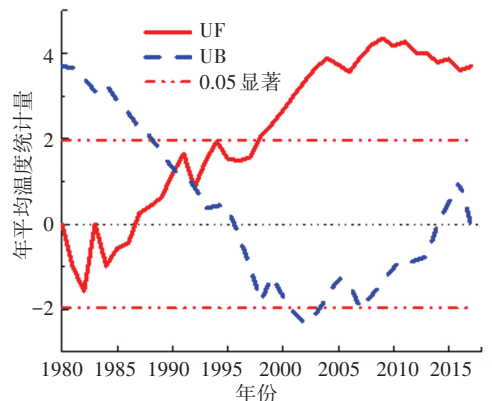
(a) 哈尔滨



(b) 喀什



(c) 锡林浩特



(d) 福州

图 1 温度 M-K 突变检验

Fig.1 Abrupt change in temperature using Mann-Kendall test

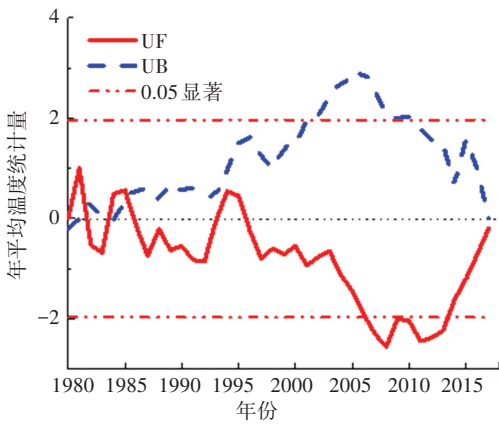
2.1.2 相对湿度

相对湿度表示在一定温度条件下, 空气中的水蒸气含量距离该温度条件下饱和和水蒸气量的程度. 4 个代表台站年平均相对湿度 M-K 突变检验如图 2 所示, 由图 2(a) 可以看出哈尔滨年平均相对湿度 UF 曲线 1980 年到 1985 年之间在 0 刻度线上下波动, 说明该时段平均相对湿度基本稳定, 从 1985 年到 2006 年曲线缓慢下降, 2006 年后 UF 小于 -1.96

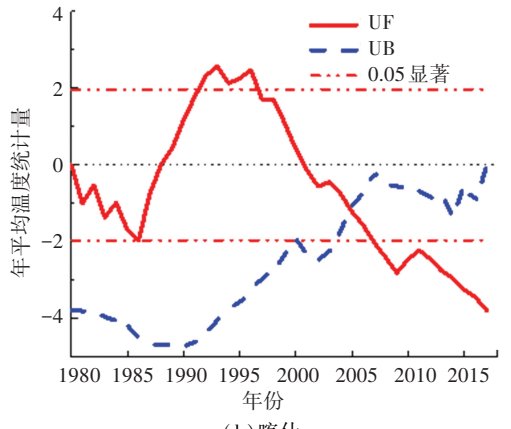
信度线, 此后年平均相对湿度出现明显下降, 2013 年到 2017 年之间年平均相对湿度又出现小幅上升. 相对湿度的波动使得 UB 曲线和 UF 曲线的在 0.05 置信区间中有 3 个交点, 对应的横坐标分别为 1982 年、1984 年和 1986 年. 当 M-K 法检验出多个突变年时要采用滑动 *t* 检验法进一步检验, 最终确定 1 个突变年. 滑动 *t* 检验是通过比较不同时间序列内数据平均值的差异是否显著, 进而检验突变的一种

方法. 通过滑动 t 检验法对 3 个突变点进行检验, 最终确定气候突变年为 1986 年. 使用同样的方法检验喀

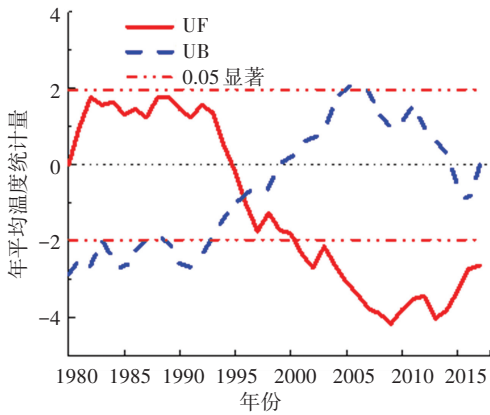
什、锡林浩特、福州的相对湿度突变年, 结果分别为 2004 年、1996 年、1996 年, 如图 2(b)、(c)、(d) 所示.



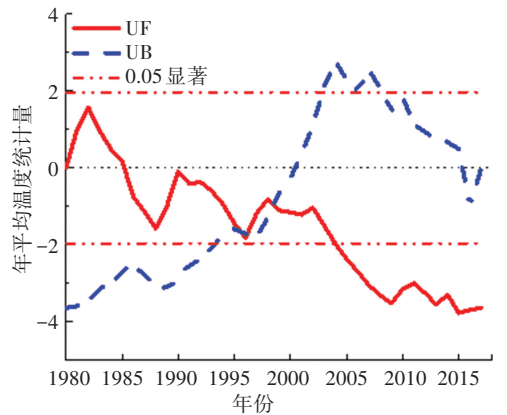
(a) 哈尔滨



(b) 喀什



(c) 锡林浩特



(d) 福州

图 2 相对湿度 M-K 突变检验

Fig.2 Abrupt change in humidity using Mann-Kendall test

2.1.3 日照时数

日照时数指一天内太阳直射光线照射地面的时间, 从一定程度上反映了该地区接受太阳辐射的情况. 本文采用累积距平法对年总日照时数突变年进行检验. 图 3 为 4 个代表台站的日照时数累积距平图, 以图 3(a) 哈尔滨为例, 年总日照时数累积距平值在 1991 年与 0 刻度线最远, 根据累积距平算法原理可确定该年为日照时数突变年. 使用同样的方法计算喀什、锡林浩特、福州日照时数突变年分别为 1993 年、2003 年、1994 年, 如图 3(b)、(c)、(d) 所示.

2.2 气候突变年确定

上文通过 M-K 法和累积距平法得到各气象要素的突变年, 如表 2 所示, 显然相同台站不同气象要素突变年检验结果并不相同, 因此气候突变年的确定要考虑不同气象要素对气候突变的影响权重. 变差系数法是一种基于熵原理的权重确定方法, 即熵越大, 则权重越大^[22]. 变差系数计算公式如(1)

所示:

$$w_j = \frac{C_{v_i}}{\sum_{i=1}^n C_{v_i}} \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (1)$$

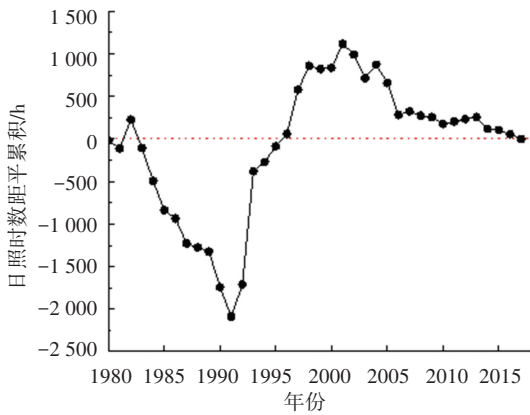
式中: $C_{v_i} = \frac{\sigma_i}{\bar{x}_i}$ 为 i 指标的变差系数, σ_i 为 i 指标的均

方差, \bar{x}_i 为 i 指标的均值. 将计算得到的不同气象要素的变差系数进行对比, 选取对气候突变影响最大的气象要素的突变年作为气候突变年. 4 个台站变差系数计算结果和气候突变年如表 3 所示.

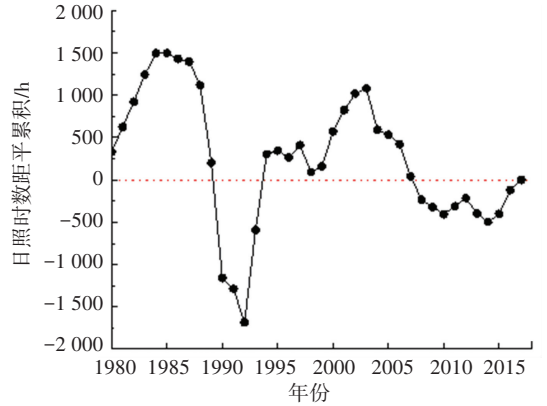
按照上述方法计算 90 个台站气候突变年, 如图 4 所示, 可见由于台站所处的气象条件、地理位置、人口、经济发展水平等因素各不相同, 气候突变年有较大差异. 但仍能发现大多数站点气象突变年集中在 1996 年、2002 年和 2006 年附近, 该结果与一些研究地域突变年的文献结果基本一致^[18-20]. 从图 4 中可以看出一些地理距离较近、气候条件相似且经济发展水平、人口数量等因素相当的台站突变年相

近,例如:广州和汕头;喀什、和田和哈密;固原和银川,丽江、腾冲和昆明等.但也出现地理位置接近,但地区经济发展水平、人口数量等因素相差较大的

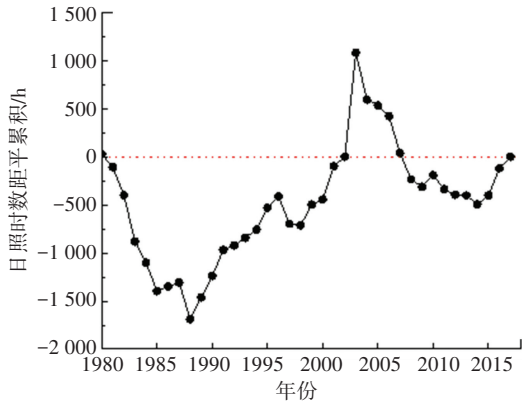
台站,比如峨眉山和绵阳;杭州和洪家等.可见,气候突变年不但与气象要素有关,也与当地经济发展状况、产业结构、人口密度等其他因素有关.



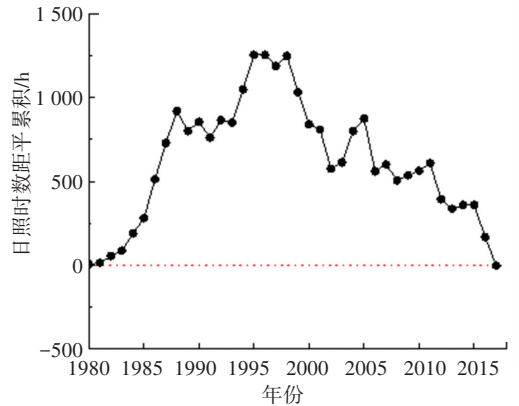
(a) 哈尔滨



(b) 喀什



(c) 锡林浩特



(b) 福州

图 3 日照时数累积距平突变检验

Fig.3 Abrupt change in sunshine hours using cumulative anomaly curve

表 2 代表台站气象要素突变年

Tab.2 Abrupt change years of meteorological elements of representative stations

台站名	气候要素突变年		
	温度	相对湿度	日照时数
福州	1989 年	1996 年	1994 年
喀什	1999 年	2004 年	1993 年
锡林浩特	1993 年	1996 年	2003 年
哈尔滨	1992 年	1986 年	1991 年

表 3 代表台站气候突变年

Tab.3 Climate abrupt change years of representative stations

台站名	变差系数			最大权重因素	气候突变年
	温度	相对湿度	日照时数		
福州	0.15	0.39	0.46	日照时数	1994 年
喀什	0.22	0.41	0.37	相对湿度	2004 年
锡林浩特	0.57	0.29	0.14	温度	1993 年
哈尔滨	0.52	0.21	0.27	温度	1992 年

2009	酒泉
2008	攀枝花
2007	焉耆、武汉、三亚、西沙、敦煌
2006	阿勒泰、伊宁、吐鲁番、吉首、常宁、海口
2005	塔城、阿克苏、宜昌、长沙、上海
2004	喀什、和田、哈密、果洛、屯溪
2003	北海、昌都
2002	甘孜、红原、朝阳、大连、福山、郑州、南阳、洪家、建瓯、南宁
2001	索伦、乐亭、固始、吕泗、合肥、富裕
2000	南京、那曲
1999	重庆、贵阳
1998	广州、汕头
1997	乌鲁木齐、景洪、济南、莒县、侯马、天津
1996	乌拉特中旗、延安、安康、银川、固原、狮泉河
1995	海拉尔、额济纳旗、东胜、拉萨
1994	沈阳、福州、太原、漯河
1993	二连浩特、锡林浩特、丽江、腾冲、昆明、大同
1992	刚察、北京、哈尔滨
1991	峨眉山
1989	延吉
1988	若羌、赣州、杭州、南昌
1987	绵阳、蒙自、通辽、西宁
1986	黑河、长春
1985	桂林
1983	格尔木

图 4 90 个台站气候突变年

Fig.4 Climate abrupt change years of 90 stations

3 统计时长对模型估算误差的影响

3.1 模型选择和建立

本文以日总辐射模型和日散射辐射模型为例,以气候突变年作为选取模型统计时长的分界点,选取不同的统计时长建立模型,分析统计时长对模型估算误差的影响。

基于日照时数比的日总辐射估算模型最早是由 Angstrom 在 1940 年提出,1942 年 Prescott 对此模型做了修正,因此习惯称之为 Angstrom-PreScott 模型(AP 模型),见公式(2),该模型结构简单易于计算且在大多数气候环境下都适用,是目前应用最为广泛的日总辐射估算模型^[21,23]。散射模型采用基于晴空指数与日照时数比的模型,该类模型是晴空指数和日照时数与散射比 K_d (水平面散射辐射量与水平面日总辐射量之比)产生一次、二次及三次多项式函数关系,其中三次多项式模型(公式(3))在我国适应性较好^[24]。针对以上 2 个模型,分别选择 2 个不同统计时长建模,从统计学角度来看,统计时长越长模型参数越准确,因此模型 G_I 和 D_I 选择的建模时长为记录数据起始年至 2013 年;模型 G_{II} 和 D_{II} 借助气候突变年选取建模时长,建模时长为气候突变年至 2013 年。模型验证时段统一选择 2014 年至 2017 年,模型信息如表 4 所示。

$$K_t = a + b \left(\frac{S}{S_0} \right), \quad (2)$$

$$K_d = a + b K_t + c K_t^2 + d K_t^3 + e \left(\frac{S}{S_0} \right) + f \left(\frac{S}{S_0} \right)^2 + g \left(\frac{S}{S_0} \right)^3. \quad (3)$$

式中: K_t 为晴空指数(无量纲), $K_t = \frac{G}{G_0}$; K_d 为散射比

(无量纲), $K_d = \frac{G_d}{G}$, 其中 G 为水平面日总辐射量 (MJ/m^2); G_0 为天文日总辐射量 (MJ/m^2); S 为日照时数(h); S_0 为可照时数(h); $a \sim g$ 为回归系数。

表 4 模型信息

Tab.4 Model information

类别	编号	统计时长	验证时段
日总辐射模型	G_I	记录数据起始年-2013 年	2014 年-2017 年
	G_{II}	气候突变年-2013 年	
日散射辐射模型	D_I	记录数据起始年-2013 年	2014 年-2017 年
	D_{II}	气候突变年-2013 年	

3.2 模型评价指标

由于台站所处地理位置不同和气候条件各异,造成台站之间观测数据量值本身存在较大的差异,为了消除其对估算误差的影响,更加客观地评价模型的精度,引入均方根误差百分率 RMSE%

(Percentage Root Mean Square Error), 数学表达式如公式(4)所示,为了评价模型的拟合程度引入决定系数 R^2 , 见公式(5)。RMSE% 越小表示模型误差越小, R^2 的取值范围为 0~1, R^2 越接近 1 则模型与实际值的拟合程度越高。

$$\text{RMSE}\% = \frac{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (I_{\text{ob}} - I)^2}}{\bar{I}}, \quad (4)$$

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (I_{\text{ob}} - I)^2}{\sum_{i=1}^n (I - \bar{I})^2}. \quad (5)$$

式中: I_{ob} 为数据观测值, I 为模型估算值, \bar{I} 为观测数据的平均值。

为了评价不同建模时长对模型估算误差的影响,引入 $E_{\text{RMSE}\%}$ (Error of Percentage Root Mean Square Error), 见公式(6)。当 $E_{\text{RMSE}\%}$ 为负值时说明模型 G_{II} 和模型 D_{II} 优于模型 G_I 和模型 D_I 。

$$E_{\text{RMSE}\%} = \text{II}_{\text{RMSE}\%} - \text{I}_{\text{RMSE}\%}, \quad (6)$$

式中 $\text{I}_{\text{RMSE}\%}$ 为模型 G_I 和 D_I 的 RMSE%, $\text{II}_{\text{RMSE}\%}$ 为模型 G_{II} 和 D_{II} 的 RMSE%。

3.3 估算误差分析

分别计算 2 个统计时长模型估算误差,并进一步求出 $E_{\text{RMSE}\%}$ 。90 个台站的日总辐射模型 R^2 及估算误差如图 5 所示。图 5(a) 中可见采用模型 G_{II} 可以提高与观测数据的拟合度,最多可提高 0.2, 平均提高 0.05。图 5(b) 中 77 个台站的 $E_{\text{RMSE}\%}$ 为负值, 约占总数的 85%, $E_{\text{RMSE}\%}$ 最小可达 -5%, 平均值约为 -2%。说明以气候突变年为时间节点, 选取其后的数据建模, 可以提高模型拟合度, 有效降低模型估算误差。误差降低越显著从另一个侧面也说明该台站气候变化越明显。

如前文所述,我国地面辐射观测站中仅有 17 个台站记录散射辐射数据,从中选择数据记录超过 25 年的 12 个台站建立散射辐射模型,模型 R^2 和估算误差如图 6 所示。图 6(a) 中显示,由于散射辐射模型采用多参数输入的 3 次模型, 2 个模型的拟合程度均超过 0.8, 在采用该方法后模型决定系数 R^2 整体有所提升, 平均提升 0.02, 最多可提高 0.06。图 6(b) 中 9 个台站 $E_{\text{RMSE}\%}$ 为负值, 占站点总数的 75%, $E_{\text{RMSE}\%}$ 平均值约为 -2%, 最小可达 -5%。

通过以上分析发现,虽然模型类型不同,但采用气候突变年后数据建模均可以有效降低模型估算误差,提高模型拟合程度,且 $E_{\text{RMSE}\%}$ 与 R^2 分布相似,说明了借助气候突变年确定建模统计时长的方法是有效的,且结果具有稳定性。

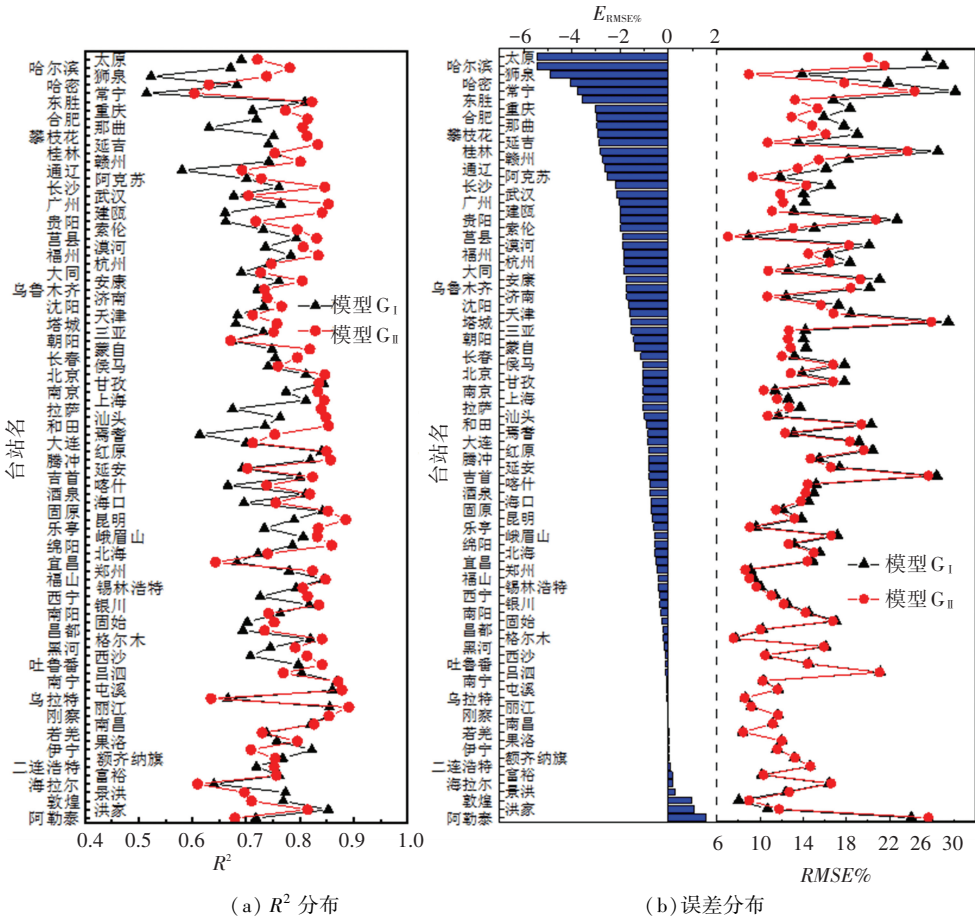
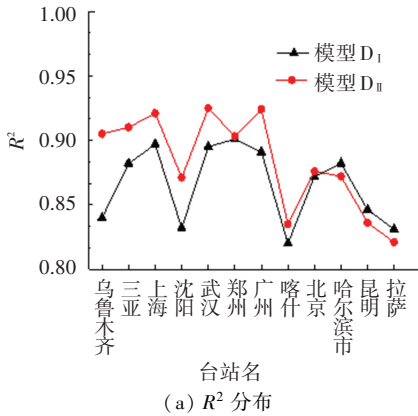
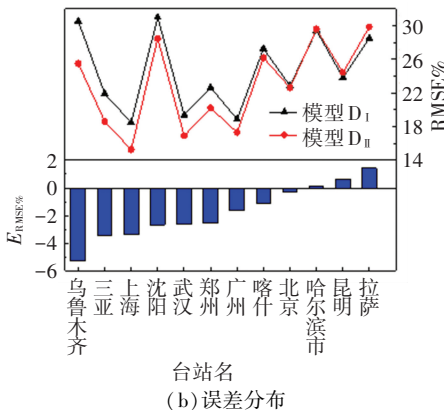


图 5 日总辐射模型 R^2 和误差分布

Fig.5 Distribution of R^2 and error of daily global radiation model



(a) R^2 分布



(b) 误差分布

图 6 散射辐射模型 R^2 和误差分布

Fig.6 Distribution of R^2 and error of diffuse radiation model

4 结 论

针对辐射模型建模统计时长的选取问题, 本文提出一种借助气候突变年选取建模统计时长的方法, 利用该方法建立了太阳辐射模型并对模型误差进行分析, 得到以下结论:

1) 借助气候突变年的判别方法, 对我国 90 个台站进行气候突变年检验, 发现 75% 的台站气候突变年均集中在 1990 年~2005 年之间, 说明近 30 年间我国大多数地区气候都发生了变化. 当台站之间地理距离相近, 且经济发展水平、人口等因素相差不大时, 气候突变年也相近.

2) 以突变年为时间节点, 选取突变年后数据时段作为统计时长分别建立日总辐射模型和散射辐射模型, 将模型估算误差与观测数据超过 25 年统计时长的模型估算误差比较, 结果显示借助气候突变年选取建模统计时长的方法可以有效减少估算误差, 提高模型拟合程度. 该方法可为太阳辐射模型统计时长的选取提供依据.

参 考 文 献

[1] BESHARAT F, DEGHAN A A, FAGHIH A R. Empirical models

- for estimating global solar radiation: a review and case study[J]. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2013,21(21):798. DOI:10.1016/j.rser.2012.12043.
- [2] MOHAMMADI K, SHAMSHIRBAND S, TONG C W, et al. A new hybrid support vector machine-wavelet transform approach for estimation of horizontal global solar radiation[J]. *Energy Conversion and Management*, 2015,92(92):162. DOI:10.1016/j.enconman.2014.12.050.
- [3] CHELBI M, GAGNON Y, WAEWSAK J. Solar radiation mapping using sunshine duration-based models and interpolation techniques: Application to Tunisia[J]. *Energy Conversion and Management*, 2015,101(101):203. DOI:10.1016/j.enconman.2015.04.052.
- [4] WANG L, KISI O, ZOUNEMAT-KERMANI M, et al. Solar radiation prediction using different techniques: model evaluation and comparison[J]. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2016,61(61):384. DOI:10.1016/j.rser.2016.04.024.
- [5] OLATOMIWA L, MEKHILEF S, SHAMSHIRBAND S, et al. Adaptive neuro-fuzzy approach for solar radiation prediction in Nigeria[J]. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2015,51(51):1784. DOI:10.1016/j.rser.2015.05.068.
- [6] PILLOT B, MUSELLI M, POGGI P, et al. Satellite-based assessment and in situ validation of solar irradiation maps in the Republic of Djibouti[J]. *Solar Energy*, 2015,120(120):603. DOI:10.1016/j.solener.2015.08.015.
- [7] LI Huashan, MA Weibin, LIAN Yongwang, et al. Global solar radiation estimation with sunshine duration in Tibet, China[J]. *Renewable Energy*, 2011,36(11):3141. DOI:10.1016/j.renene.2011.03.019.
- [8] WU Guofeng, LIU Yaolin, WANG Tiejun. Methods and strategy for modeling daily global solar radiation with measured meteorological data—a case study in Nanchang station, China[J]. *Energy Conversion and Management*, 2007,48(9):2447. DOI:10.1016/j.enconman.2007.04.011.
- [9] JANJAI S, PANKAEW P, LAKSANABOONSONG J, et al. Estimation of solar radiation over Cambodia from long-term satellite data[J]. *Renewable Energy*, 2011,36(4):1214. DOI:10.1016/j.renene.2010.09.023.
- [10] CHEN Jilong, LI Guosheng, WU Shengjun. Assessing the potential of support vector machine for estimating daily solar radiation using sunshine duration[J]. *Energy Conversion and Management*, 2013,75(75):311. DOI:10.1016/j.enconman.2013.06.034.
- [11] LIU Jiandong, LIU Jingmiao, LINDERHOLM H W, et al. Observation and calculation of the solar radiation on the Tibetan Plateau[J]. *Energy Conversion and Management*, 2012,57(57):23. DOI:10.1016/j.enconman.2011.12.007.
- [12] MOHAMMADI K, SHAMSHIRBAND S, TONG C W, et al. Potential of adaptive neuro-fuzzy system for prediction of daily global solar radiation by day of the year[J]. *Energy Conversion and Management*, 2015,93(93):406. DOI:10.1016/j.enconman.2015.01.021.
- [13] TAO Pan, WU Shaohong, DAI Erfu, et al. Estimating the daily global solar radiation spatial distribution from diurnal temperature ranges over the Tibetan Plateau in China[J]. *Applied Energy*, 2013,107(3):384. DOI:10.1016/j.apenergy.2013.02.053.
- [14] BAKIRCI K. Correlations for estimation of daily global solar radiation with hours of bright sunshine in Turkey[J]. *Energy*, 2009,34(4):485. DOI:10.1016/j.energy.2009.02.005.
- [15] QI Yue, FANG Shibo, ZHOU Wenzuo. Variation and spatial distribution of surface solar radiation in China over recent 50years[J]. *Acta Ecologica Sinica*, 2014,34(24):7444.
- [16] ASIF M, MUNEEER T. An efficient method for assessing the quality of large solar irradiance datasets[J]. *Journal of Solar Energy Engineering*, 2005,127(1):150. DOI:10.1115/1.1767990.
- [17] 魏凤英. 现代气候统计诊断与预测技术[M]. 第 1 版.北京:气象出版社,1999:62.
- WEI Fengying. *Modern climate statistical diagnosis and prediction technology*[M]. First Edition. Beijing: China Meteorological Press, 1999:62.
- [18] 白晶,延军平,苏坤慧. 1958—2007 年秦岭南北气候变化的差异性分析[J]. *陕西师范大学学报(自然科学版)*, 2010,38(6):104.
- BAI Jing, YAN Junping, SU Kunhui. Differential analysis of abrupt climate change between southern and northern Qinling Mountains in the past 50 years[J]. *Journal of Shaanxi Normal University (Natural Science Edition)*, 2010,38(6):104.
- [19] 洛桑卓玛,拉巴,巴丹卓玛. 西藏那曲地区 40 多年来降水趋势变化气候分析[J]. *山地学报*, 2014,32(3):380.
- LUO SANG Zhuoma, LA Ba, BADAN Zhuoma. Climatic trends of precipitation over more than 40 years in Nagqu of Northern Tibet Plateau[J]. *Mountain Research*, 2014,32(3):380.
- [20] 赵芳芳,徐宗学. 黄河兰州以上气候要素长期变化趋势和突变特征分析[J]. *气象学报*, 2006,64(2):246.
- ZHAO Fangfang, XU Zongxue. Climatic trends of precipitation over more than 40 years in Nagqu of Northern Tibet Plateau[J]. *Acta Meteorologica Sinica*, 2006,64(2):246.
- [21] 于瑛,杨柳,白鲁建. 太阳辐射两级区化方法及其应用[J]. *土木建筑与环境工程*, 2018,40(2):120.
- YU Ying, YANG Liu, BAILujian. Two-stage regionalization method and application of solar irradiation[J]. *Journal of Civil and Environmental Engineering*, 2018,40(2):120.
- [22] 钟欢欢. 基于气候变化的水库汛期分期调度研究[D]. 南宁:广西大学,2016.
- ZHONG Huanhuan. *Reservoir flood season staging operation research base on climate change*[D]. Nanning:Guangxi University, 2016.
- [23] FENG Lan, LIN Aiwen, WANG Lunche, et al. Evaluation of sunshine-based models for predicting diffuse solar radiation in China[J]. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2018,94(94):168. DOI:10.1016/j.rser.2018.06.009.
- [24] 于瑛,杨柳,陈猛. 日散射辐射推算模型在中国的适用性研究[J]. *太阳能学报*, 2018,39(11):3005.
- YU Ying, YANG Liu, CHEN Meng. Applicability of estimation models for diffuse solar radiation in China[J]. *Acta Energetica Sinica*, 2018,39(11):3005.

(编辑 王小唯)