

基于 GWR 模型的北极滨海平原融冻湖 表面温度空间分布模拟

王 旭^{1,2} 林 征³ 张 志^{1,2} 李 丹⁴

1 中国地质大学(武汉)公共管理学院区域规划与信息技术系,湖北 武汉,430074

2 中国地质大学(武汉)公共管理学院地理环境与国家公园实验室,湖北 武汉,430074

3 福建省国土资源厅,福建 福州,350001

4 南阳师范学院环境科学与旅游学院,河南 南阳,473061

摘 要:通过分析北极滨海平原融冻湖泊形态和空间特征与湖泊表面温度之间的相关性,选取湖泊面积、形态紧凑系数、平均深度、与楚科齐海岸线距离,与波弗特海岸线距离、纬度等 6 个影响因素为参数,分别利用普通最小二乘线性回归(OLS)法和地理加权回归(GWR)法构建湖泊表面温度的空间分布模型,并采用主成分分析法消除变量共线性以降低模型估计误差方差。研究结果表明,与 OLS 模型相比,GWR 模型显著提高了模型拟合度(确定系数 R^2 由 0.648 增至 0.752)和精度(平均绝对误差从 0.47 K 降至 0.38 K;均方根误差从 0.62 K 降至 0.44 K),能更好地模拟融冻湖泊表面温度的空间分布,可为极地地区区域性气候变化的研究提供更为可靠的多因素预测模型和统计解释。

关键词:北极融冻湖;湖泊表面温度;地理加权空间;空间分布模型

中图法分类号:P208; P237.9 **文献标志码:**A

已有研究表明高纬地区的大气温度正逐步升高,并且预计在未来一段时间内将持续保持这种趋势^[1-2]。北极冰川处于加速消融的状态,极地湖泊水温对气候变化的响应显著^[3-4]。北极滨海平原的融冻湖泊表面温度(lake surface water temperature,LSWT),因受到空间因素影响,在分布格局上表现出明显的区域性特征^[5]。因此,分析其空间影响因素并构建相应的空间分布模型,对于模拟和预测相关区域的湖泊温度非常重要。Arp 等使用阿拉斯加中部近极地和北部北极地区 6 个湖泊的实测数据模拟了湖泊表面温度与冰层融化的初始时间^[6]。

已有研究表明,极地融冻湖泊的温度变化也影响着冻土层上部冻融区的发育、热力侵蚀,并可能最终导致其表层冻土的退化^[7]。湖泊表面和内部温度是湖沼学相关研究的基本指标,但由于空间可达性和时间连续性问题,极地地区融冻湖的温度数据难以获取,从而影响湖泊物理性质和状态属性相关模型的建立^[8]。因此,研究北极地区

湖泊表面温度变化的影响因素,构建 LSWT 的空间分布模型,能够为深刻认知极地融冻湖泊环境的时空演变提供有力支撑,同时对理解和分析极地地区的区域性气候变化具有战略意义。

本研究在分析和筛选北极滨海平原融冻湖泊 LSWT 主要空间影响因素的基础上,利用普通最小二乘线性回归(OLS)法和地理加权回归(GWR)法构建和修正湖泊表面温度空间分布模型,并对两种方法的模拟结果进行精度验证与对比,试图构建能更好模拟北极滨海平原 LSWT 的空间分布模型,为区域气候变化研究提供可靠的多因素预测模型和统计解释。

1 研究说明

1.1 研究区

研究区位于阿拉斯加巴罗附近的北极滨海平原,该区域东临波弗特海,西濒楚科奇海,总面积 16 380 km²;数以千计的水深浅于 2 m 的融冻湖

泊分布于此^[9],这些浅水水体约占该区域总面积的 20%,是北极沿海平原西部陆地景观的重要组成部分^[10]。研究区内的融冻湖泊中,面积大于 0.1 km² 的达到 3 187 个,本研究即选取它们作为研究对象。

1.2 数据说明

1) 该研究为北极滨海平原相同研究区融冻湖泊的水温、水深遥感反演研究的后续研究,因此以利用美国地质调查局(USGS)提供的 Landsat TM 影像数据(过境时间为 2010-07-25 11:43)反演得出的北极滨海平原 3 187 个湖泊表面平均温度为模拟目标^[5],利用该遥感数据反演的湖泊水深作为 LSWT 的影响因素之一^[11]。

2) 本研究的基础数据主要可以分为遥感监测数据和实测数据两类。湖泊形状、面积、与海岸线空间距离等数据从该遥感数据提取,此时正好为研究区的夏季,湖泊完全解冻,是该区域融冻湖泊性状观测的最佳时段。实测数据包括遥感反演过程中的水温和水深实测数据,均来自于 2008~2010 年对 13 个湖泊水温的连续观测和对 28 个湖泊深度的船载声纳测量^[11]。

1.3 研究方法

1.3.1 OLS 线性回归模型

OLS 模型是最常用的空间回归方法之一,是一种基于假设线性回归关系具有全局空间稳定性的估算方法,并生成唯一的回归方程匹配所有变量^[12]:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_k x_k + \epsilon \quad (1)$$

式中,Y 为因变量,表示湖泊表面温度; $x_1 \sim x_k$ 为自变量,表示与湖泊表面温度相关的影响因素。 β 为待估系数,反映了 Y 与 x 之间的线性相关关系,其中 β_0 表示截距常量; $\beta_1 \sim \beta_k$ 表示 $x_1 \sim x_k$ 各影响因素与湖泊表面温度的相关系数; ϵ 为符合正态分布的误差项($\epsilon \sim N(0, \delta^2)$)。式(1)中参数的最小二乘估计的矩阵形式为:

$$\hat{\beta} = (X^T X)^{-1} X^T Y \quad (2)$$

当利用 OLS 估计参数时,通常假设观测值独立且不受其他因素影响。当采用 Moran's I 指数分析 OLS 回归结果的残差时,若残差具有空间自相关性,则有必要利用局部回归方法以提高模型稳定性和预测精度。

1.3.2 GWR 模型

若湖泊表面温度与影响因素之间的关系存在空间非稳定性,则模型中变量的关系可能是关于空间位置的函数,因此,采用反映局部空间分异的地理加权回归法将优于全局分析方法^[13],其能在

不同的局域空间内进行参数估计。利用地理加权回归对式(1)进行扩展^[14],变量之间的关系可表达为:

$$Y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_k \beta_k(u_i, v_i) x_{ik} + \epsilon_i \quad (3)$$

式中, (u_i, v_i) 表示地理空间中第 i 个本点的坐标; $\beta_0(u_i, v_i)$ 是第 i 个样本点的截距常量; $\beta_k(u_i, v_i)$ 是连续函数 $\beta_k(u, v)$ 在位置 i 点处的值。根据与位置 i 的接近程度对相应观测数据赋予权重,并利用局部加权最小二乘法来估计参数^[15]。假设在位置 (u_i, v_i) 处的系数 $\beta(u_i, v_i)$ ($j=1, 2, \cdots, p$) 存在关于地理位置坐标 u、v 的二阶连续偏导数。根据泰勒展开式,然后采用局部加权最小二乘法估计即可得到参数的估计值:

$$\hat{\beta}(u_i, v_i) = [X^T(u_i, v_i)W(u_i, v_i)X(u_i, v_i)]^{-1} [X^T(u_i, v_i)W(u_i, v_i)X(u_i, v_i)]Y \quad (4)$$

式中, $W(u_i, v_i)$ 表示 n 阶空间权重函数对角矩阵(n 取决于空间样本数),主对角线元素表示位置 i 处湖泊表面温度的影响因素测量值的地理权重; $X(u_i, v_i)$ 表示由湖泊表面温度的影响因素构成的矩阵;Y 表示由湖泊表面温度构成的 n 维向量。

1.3.3 自变量多重共线性问题及处理方法

Wheeler 等指出 GWR 模型应用时,需注意其回归系数潜在的多重共线性问题^[16]。共线性检验采用自变量的方差膨胀因子(VIF),若该自变量与其他自变量无关,则 $VIF=1$ 。VIF 随相关程度增加而增大,一般情况下, $VIF>5$ 很有可能是变量间共线性出现的触发点^[17]。在构建模型时,采用 VIF 判断自变量间的共线性关系,再利用主成分分析法对自变量数据进行分析 and 筛选,通过减少数据维度降低自变量的共线性。

2 LSWT 的空间影响因素

湖水温度分布不仅受湖盆形态和湖面面积的影响较大,而且港湾强烈切割的湖岸线形状以及岛屿等众多因素也影响着湖泊的热状况,并在空间上表现出明显的区域差异性。因此,北极滨海平原融冻湖泊表面温度的影响因素可以分为以面积形状为代表的湖泊形态因素和以地形地貌为代表的周边环境因素。

2.1 LSWT 各影响因素的空间选取

本研究通过空间叠加分析,分别对湖泊面积(A)、湖泊形态紧凑系数(CI)、湖泊平均深度(Z)、与楚科奇海岸线距离(D_{Ch})、与波弗特海岸线距离(D_{Bk})、湖泊高程(E)和纬度(Lat)等 7 大影响因

素的最佳分析对象进行了选取。

由于 LSWT 的空间影响因素包括与海岸线远近以及所处纬度,空间叠加分析包括两部分:以 2" km 为间隔沿海岸线方向的指数递增缓冲区分析和以 20 km 为间隔沿纬向的等间距缓冲区分析(研究区内融冻湖泊通常呈南北向椭圆状,且长轴可达 10 km,故选择纬度方向进行等间距划分),两个结果叠加形成 99 个空间子区域(图 1)。

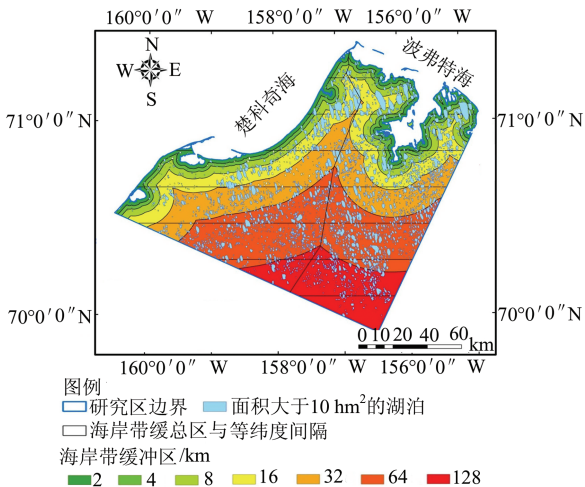


图 1 影响 LSWT 的空间因素分区

Fig. 1 Sub-region of Arctic Plain of Alaska

空间选取以不同空间间隔的海岸线缓冲区与纬向缓冲区的重合部分作为选择湖泊的初始范围,其中 A、CI、Z、E 选取 32~64 km(此范围内的湖泊表面温度受海洋作用影响已经不大)范围, D_{Ch} 、 D_{Be} 选取 2~64 km 范围, Lat 选取 16~80 km 范围。

2.2 LSWT 与各影响因素的相关性

利用全局 (Moran's I, 莫兰指数 = 0.39, Z-score = 39.97) 和局部 (G 统计指数 = 0.00, Z-score = 15.70) 自相关指数对研究区 LSWT 空间格局特征分析发现,融冻湖泊表面温度在空间分布上呈现显著自相关性和集聚效应。

通过 LSWT 与各影响因素的单因子回归拟合分析发现:LSWT 与湖泊面积 (A) 自然对数值之间存在高度负相关,取其参与回归运算或参数估计。LSWT 与紧凑指数 (CI) 以及与楚科奇海岸线距离 (D_{Ch}) 使用线性关系表示。平均深度 (Z)、与波弗特海岸线距离 (D_{Be}) 和湖泊纬度 (Lat) 与 LSWT 呈中等强度的线性相关,以上 5 个因子的回归方程拟合优度 R^2 基本上处于 0.13~0.34 之间,从单因子角度来看,所选变量均不能完整解释 LSWT 的空间分布,需要进行多元回归模型进一步解释。此外,湖泊高程 (E) 与 LSWT 呈现微弱

负相关, R^2 接近于 0,回归方程显著性差,其原因可能为北极滨海平原地表起伏度小,因此删除湖泊高程影响因素,以提高模型拟合优度。

3 LSWT 空间分布模型

3.1 基于 OLS 构建 LSWT 空间分布模型

经过相关性分析排除湖泊高程因素后,对剩余 6 个影响因素利用普通最小二乘法 (OLS) 建立 LSWT 空间分布模型如下:

$$\begin{aligned} \text{LSWT} = f(\ln(A), CI, Z, D_{Ch}, D_{Be}, \text{Lat}) = \\ a_0 + a_1 \times \ln(A) + a_2 \times CI + a_3 \times Z + \\ a_4 \times D_{Ch} + a_5 \times D_{Be} + a_6 \times \text{Lat} \end{aligned} \quad (5)$$

从研究区选取半数湖泊作为模型训练样本,并用于参数估计,即将遥感反演的 1 590 个湖泊的表面温度值和 6 个与之有关的影响因素测量值分别作为因变量与自变量代入式 (5) 估算模型参数,并计算了 95% 置信区间内的参数误差。

模型修正后的 R^2 值为 0.648,表明多元线性回归模型的整体拟合结果较好。 D_{Ch} 、 D_{Be} 和 Lat 因素的 VIF 值较大,表明变量间存在多重共线性,需要消除共线性降低条件数来减少模型估计误差方差。

3.2 利用主成分分析处理自变量共线性

OLS 模型标准化残差的空间自相关性检验得出 LSWT 估计值存在高度空间自相关 (Moran's I = 0.340; Z-Score = 37.571)。因此,采用主成分分析法处理自变量共线性,得到各影响因素的主成分分析结果和各成分得分系数矩阵,分析结果显示,前 5 个主成分的累积贡献为 99.089%,可较好地代表原始数据,因此选取主成分 1~5 进行 OLS 多元线性回归,得到模型参数估计值 (表 1)。

表 1 基于主成分的多元线性回归模型参数估计

Tab. 1 PCA-based Estimation Parameter Value of Multiple Linear Regressive Model

变量	参数估计值	标准误差	t-检验值	VIF
截距常量	287.889	0.017	16 538.56	—
第一主成分	-0.541	0.017	-31.316	1.002
第二主成分	0.332	0.017	19.315	1.002
第三主成分	-0.206	0.017	-11.903	1.002
第四主成分	0.105	0.017	6.045	1.002
第五主成分	-0.539	0.017	-31.568	1.000

结果显示参数估计值均通过 t 检验,标准误差很小,且 5 个变量几乎不存在共线性,以上主成分能够作为空间影响因素,帮助构建基于地理加权回归的 LSWT 空间分布模型。

3.3 基于 GWR 构建 LSWT 空间分布模型

对基于主成分分析的 GWR 参数进行空间表达(图 2)发现,GWR 的局部参数在空间上是连续分布的,且随空间区位不同而变化。图 2(a)显示了 GWR 模型中截距估计值在研究区的空间分

布,图 2(b)~2(f)分别显示了 5 个主成分的参数估计值在研究区的空间分布。据此,本研究构建了基于 GWR 的 LSWT 空间分布模型,以模拟研究区内的湖泊表面温度。

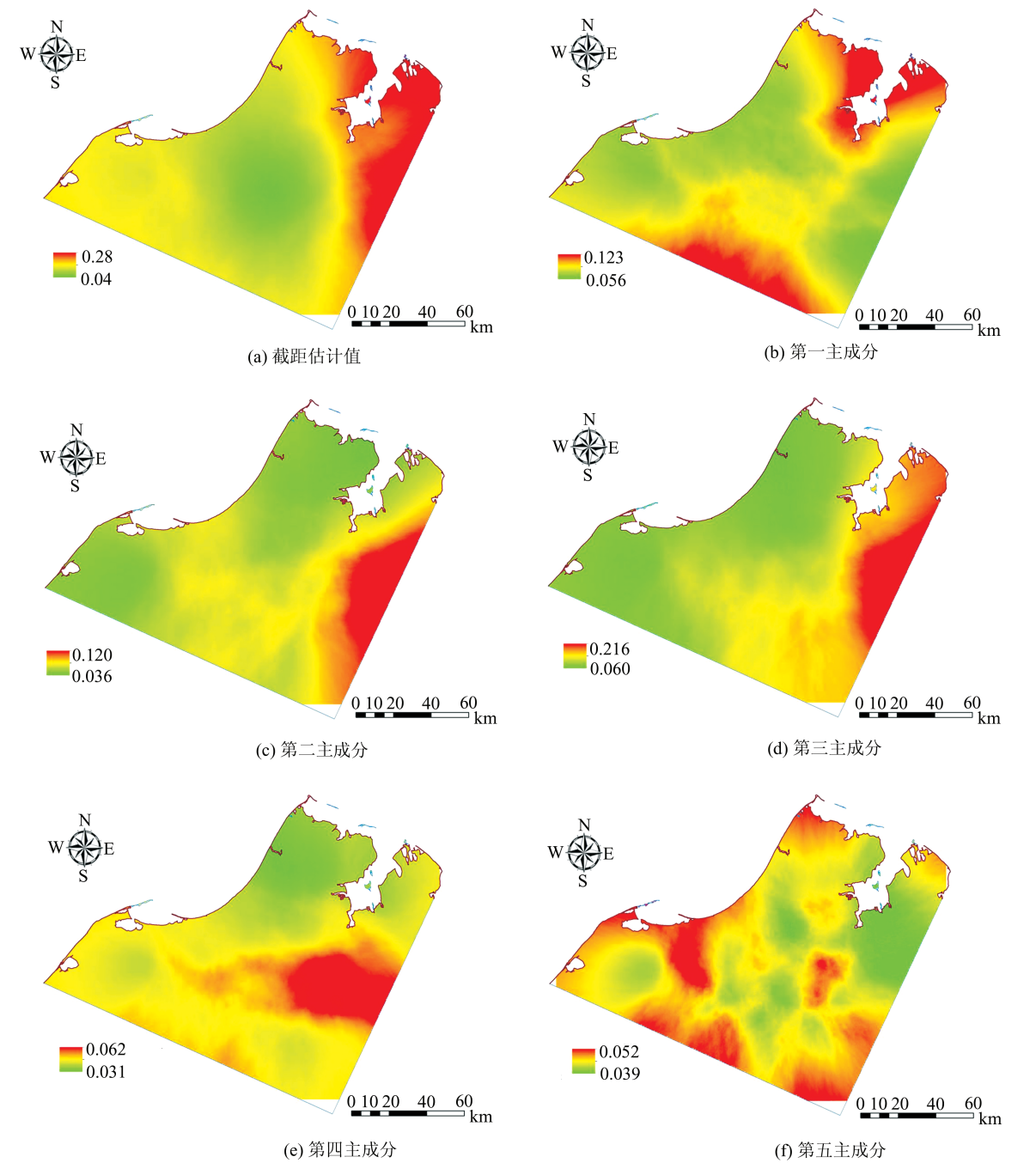


图 2 基于主成分分析(PCA)的地理加权回归(GWR)参数空间分布图
Fig. 2 Spatial Variation of the Estimated Coefficient of Each Component Based on PCA in GWR

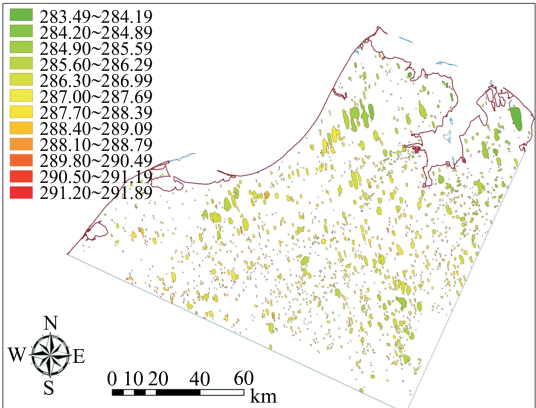
3.4 模型验证与讨论

利用消除共线性的 GWR 方法获取各模型参数之后,对 LSWT 进行估算(图 3(b)~3(c)),并将估算结果与模拟目标值(图 3(a))进行比对。同时,在比较模型拟合程度的基础上,将未参与模

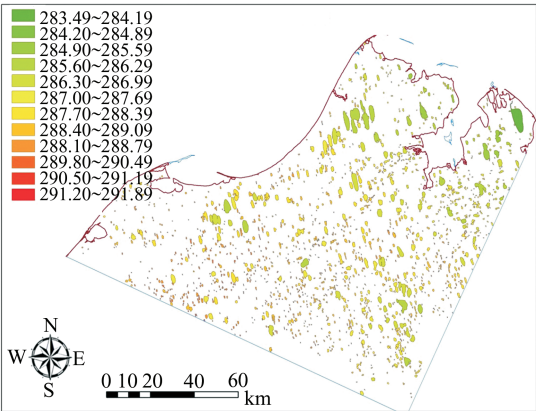
型参数估算的 1 597 个湖泊数据用于模型估计精度的交叉验证。将利用各模型回归计算所得的参数应用于各相应的影响因素中,从而获取验证点的 LSWT 模型估算值。根据模拟目标值与模型估算值之间的平均绝对误差(MAE)和均方根误

差(RMSE)对模型进行精度验证。

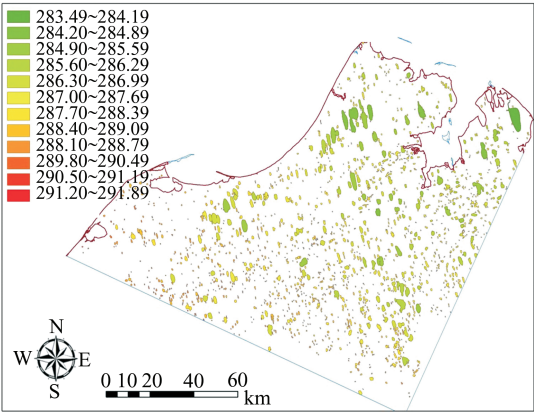
验证结果(表 2)表明,湖泊表面温度和自变量之间存在明显的空间非平稳性,使用主成分分析法消除共线性影响后,显著降低了自变量间的多重共线性。同时,GWR 模型修正后的 R_2 和 AIC 值都比 OLS 模型有显著提高,GWR 模型模拟结果与模拟目标拟合度更高,能更好地模拟融冻湖表面温度的空间分布。



(a) 热红外遥感反演的湖泊表面平均温度(模拟目标)



(c) 基于前5个主成分的GWR模型计算结果



(b) 基于主成分的OLS模型计算结果

图 3 试验结果

Fig. 3 Results of Experiment

表 2 消除多重共线性后的结果对比

Tab. 2 A Comparative Analysis of the Simulation Results of OLS Model and GWR Model by Eliminating Multicollinearity		
	OLS	GWR
修正后的 R^2	0.615	0.752
AIC	3 312.38	2649.74
MAE(K)	0.48	0.38
RMSE(K)	0.65	0.44

注:AIC(Akaike information criterion)是衡量统计模型拟合优良性的一种标准,数值越小表示数据拟合效果越好。

4 结 语

本研究通过制定 LSWT 各影响因素的空间选取规则,孤立其他因素的影响分析了单一空间因素与 LSWT 之间的相关性关系。针对回归模型中变量存在的多重共线性,利用主成分分析法消除共线性,对其中与 LSWT 存在非线性关系的因素进行线性转换,构建基于空间影响因素的普通最小二乘法 LSWT 空间分布模型。为了表达模型的空间非平稳性,构建了基于主成份分析的地理加权回归融冻湖表面温度空间分布模型。研究表明,湖泊表面平均温度和自变量之间存在明显的空间非平稳性,与普通最小二乘法线性回归模型(常数系数线性回归模型)相比,基于主成分的地理加权回归模型(变系数线性回归模型)显著提高了模型拟合度和估计精度,能够更好地模拟融冻湖表面温度。遥感反演数据可应用于统计模型的参数估计,建立湖泊空间形态特征与湖泊表面平均温度的统计相关模型可用来预测未来湖泊表面平均温度和给出多因素(湖泊物理及几何因素)相关的统计解释。

致谢:本研究采用的阿拉斯加北极滨海平原融冻湖的实地勘测数据均由辛辛那提大学地理系 Kenneth M Hinkel 教授主持的美国国家自然科学基金项目(KMH 0094769 & 0713813)提供,同时论文撰写过程中也得到其指导和帮助,在此一并致谢。感谢武汉大学测绘遥感信息工程国家重点实验室舒红教授对此文提出的宝贵建议。

参 考 文 献

[1] Serreze M C, Walsh J E, Chapin Iii F S, et al. Observational Evidence of Recent Change in the Northern High-Latitude Environment [J]. Climatic

- Change*, 2000, 46(1/2): 159-207
- [2] Solomon S, Qin Dahe, Manning M, et al. Climate Change 2007-the Physical Science Basis; Working Group I Contribution to the Fourth Assessment Report of the IPCC[M]. Cambridge: Cambridge University, 2007
- [3] Hinkel K M, Klene A E, Nelson F E. The Summer Climate of an Arctic Coastal Village; Preliminary Observations from the Barrow Urban Heat-Island Study[J]. *Polar Geography*, 2004, 28(3): 197-221
- [4] Ai Songtao, Wang Zeming, E Dongchen, et al. Surface Movement Research of Arctic Glaciers Using GPS Method[J]. *Geomatics and Information Science of Wuhan University*, 2012, 37(11): 1 337-1 340(艾涛松, 王泽民, 鄂栋臣, 等. 利用 GPS 的北极冰川运动监测与分析[J]. 武汉大学学报·信息科学版, 2012, 37(11): 1 337-1 340)
- [5] Lin Zhen, Qiao Jigang, Liu Xiaoping. Water Surface Temperature Inversion of the Thaw Lakes in Arctic Coastal Plain Using Single-channel Thermal Infrared Remote Sensing[J]. *Tropical Geography*, 2012, 32(3): 252-259 (林征, 乔纪纲, 刘小平. 湖泊表面温度的单通道热红外遥感反演研究——以北极滨海平原融冻湖为例[J]. 热带地理, 2012, 32(3): 252-259)
- [6] Arp C D, Jones B M, Whitman M, et al. Lake Temperature and Ice Cover Regimes in the Alaskan Subarctic and Arctic: Integrated Monitoring, Remote Sensing, and Modeling[J]. *Journal of the American Water Resources Association*, 2010, 46(4): 777-791
- [7] West J J, Plug L J. Time-dependent Morphology of Thaw Lakes and Taliks in Deep and Shallow Ground Ice[J]. *Journal of Geophysical Research*, 2008, 113, F01009, doi: 10.1029/2006JF000696
- [8] Oesch D, Jaquet J, Hauser A, et al. Lake Surface Water Temperature Retrieval Using Advanced very High Resolution Radiometer and Moderate Resolution Imaging Spectroradiometer Data: Validation and Feasibility Study[J]. *Journal of Geophysical Research*, 2005, 110, C12014, doi: 10.1029/2004JC002857
- [9] Hinkel K M, Frohn R C, Nelson F E, et al. Morphometric and Spatial Analysis of Thaw Lakes and Drained Thaw Lake Basins in the Western Arctic Coastal Plain, Alaska[J]. *Permafrost and Periglacial Processes*, 2005, 16(4): 327-341
- [10] Wang Jida, Sheng Yongwei, Hinkel K M, et al. Drained Thaw Lake Basin Recovery on the Western Arctic Coastal Plain of Alaska Using High-Resolution Digital Elevation Models and Remote Sensing Imagery[J]. *Remote Sensing of Environment*, 2012, 119(4): 325-336
- [11] Lin Zheng, Li Xia, Qiao Jigang. Polar Lake Bathymetry Retrieval from Remote Sensing Data of the Arctic Coastal Plain in Alaska[J]. *Acta Scientiarum Naturalium Universitatis Sunyatseni*, 2012, 51(3): 128-134 (林征, 黎夏, 乔纪纲. 阿拉斯加北极滨海平原极地湖泊的水深遥感反演[J]. 中山大学学报(自然科学版), 2012, 51(3): 128-134)
- [12] Dobson A J. An Introduction to Generalized Linear Models[M]. London: Chapman & Hall, 2001
- [13] Qin Wenzhong, Wang Jianmei, Liu Mmialong. Algorithm for Mixed Geographically Weighted Regression Model[J]. *Geomatics and Information Science of Wuhan University*, 2007, 32(2): 115-119 (覃文忠, 王建梅, 刘妙龙. 混合地理加权回归模型算法研究[J]. 武汉大学学报·信息科学版, 2007, 32(2): 115-119)
- [14] Fotheringham A S, Charlton M E, Brunsdon C. Geographically Weighted Regression: A Natural Evolution of the Expansion Method for Spatial Data Analysis[J]. *Environment and Planning A*, 1998, 30: 1 905-1 927
- [15] Brunsdon C, Fotheringham A S, Charlton M E. Geographically Weighted Regression: A Method for Exploring Spatial Nonstationarity[J]. *Geographical Analysis*, 1996, 28(4): 281-298
- [16] Wheeler D, Tiefelsdorf M. Multicollinearity and Correlation Among Local Regression Coefficients in Geographically Weighted Regression[J]. *Journal of Geographical Systems*, 2005, 7(2): 161-187
- [17] Montgomery D C, Peck E A, Vining G G. Introduction to Linear Regression Analysis[M]. England: John Wiley & Sons, 2012

Modelling the Spatial Distribution of Lake Surface Water Temperature of the Thaw Lakes in Arctic Coastal Plain Using Geographically Weighted Regression Model

WANG Xu^{1,2} LIN Zheng³ ZHANG Zhi^{1,2} LI Dan⁴

- 1 Department of Regional Planning and Geoinformatical Technology, School of Public Administration, China University of Geosciences, Wuhan 430074, China
- 2 Laboratory of Geographical Environment and National Park, School of Public Administration, China University of Geosciences, Wuhan 430074, China
- 3 Department of Land and Resources of Fujian Province, Fuzhou 350001, China
- 4 College of Environment Science and Tourism, Nanyang Normal University, Nanyang 473061, China

Abstract: A Sub-region of the Arctic coastal plain of Alaska was divided according to latitude and distance from coastline, and were prepared for the selection of spatial impact factors that influence the average lake surface water temperature (LSWT). After analyzing the relationship between each factor with LSWT by isolating the other factors, the factors would be recalculated via logarithm or exponent transformation in order to satisfy a linear relationship if the relationship is nonlinear. The most related factors including lake area, compactness index, mean depth, the distance to Chukchi Sea, the distance to Beaufort Sea and latitude were used to construct the LSWT spatial distribution model. To decrease the spatial non-stationarity of the models, the principal component analysis was applied to eliminate the effect of multicollinearity among variables. Then the LSWT spatial distribution models were constructed by ordinary least squares regression and geographically weighted regression method, respectively. The validation results show that the accuracy of geographically weighted regression model improved compare with ordinary least squares regression model. The coefficient of determination of the geographically weighted Regression model, *R*-square, is promoted from 0.615 to 0.752. And compared with the OLS model. The MAE and RMSE of GWR model decreased from 0.48 to 0.38 and from 0.65 to 0.44, respectively. It demonstrates that the improved GWR model can moderately depict the spatial distribution of thawed lake surface water temperature on the arctic coastal plain of Alaska.

Key words: thaw lake of Arctic; lake surface water temperature; geographically weighted regression; spatial distribution model

First author: WANG Xu, PhD, associate professor, specializes in remote sensing of resources and environment, environmental change and modelling. E-mail: wangxu@cug.edu.cn

Corresponding author: LIN Zheng, PhD. E-mail: linzheng007@gmail.com

Foundation support: The National Natural Science Foundation of China, Nos. 41401076 , 41301443.