

基于 GWR 模型的河北省土壤水分空间分异研究

聂普璇¹, 方圣辉¹, 龚龔¹, 刘进²

(1. 武汉大学 遥感信息工程学院, 武汉 430079; 2. 北京师范大学 地理科学学部, 北京 100875)

摘要:为研究环境因素对土壤水分空间分异的影响,利用 2013—2017 年 SMOS Level-3 土壤水分数据,选取降水、DEM、坡度、植被、地表温度为影响土壤水分的环境因子,对河北省土壤水分进行了空间自相关分析,建立了河北省土壤含水量与影响因子之间的地理加权模型,将 GWR 模型与一般线性回归模型对比,分析了影响因子在空间上对土壤水分作用的异质特征。结果表明:河北省土壤含水量具有空间异质性,集聚特征明显。GWR 模型的拟合效果在拟合优度和空间分布上都远远优于 OLS 模型。GWR 模型的拟合优度 R^2 比 OLS 模型提高了 43%,GWR 模型对土壤水分影响因子的解释能力比 OLS 模型提高了 34.6%,GWR 模型的残差平方和、AIC 值均远远小于 OLS 模型。研究区影响因子对土壤水分的作用参数具有空间分异特征,影响因子的作用程度也不同,DEM 影响最大,其次是坡度、地表温度、降水、NDVI。各因子在空间上对土壤水分既有负向又有局部正向的作用,但在大部分范围里都呈负向影响。研究成果对研究区的精准农业发展、水土保持利用和生态建设具有重要意义。

关键词:土壤水分;影响因子;GWR 模型;空间异质;河北省

中图分类号:S152.7

文献标识码:A

文章编号:1005-3409(2019)01-0098-08

Research on Spatial Variation of Soil Moisture in Hebei Province Based on GWR Model

NIE Puxuan¹, FANG Shenghui¹, GONG Yan¹, LIU Jin²

(1. School of Remote Sensing and Information Engineering, Wuhan University, Wuhan 430079, China; 2. Faculty of Geographical Science, Beijing Normal University, Beijing 100875, China)

Abstract: In order to study the influence of environmental factors on the spatial differentiation of soil moisture in Hebei Province, SMOS Level-3 soil moisture data from 2013 to 2017 were used to select precipitation, DEM, slope, vegetation, and land surface temperature as environmental factors affecting soil moisture. Spatial autocorrelation analysis of soil moisture in Hebei Province was conducted to establish the geographically weighted regression model between soil moisture contents and impact factors. The GWR model was compared with the general linear regression model to analyze the heterogeneity of the effect of the influencing factors on soil moisture in space. The results showed that the soil moisture in Hebei Province had spatial heterogeneity and obvious agglomeration characteristics. The fitting effect of GWR model was far better than the OLS model in terms of fitting goodness and spatial distribution. The fitting goodness (R^2) of the GWR model was 43% higher than that of the OLS model. The ability of the GWR model to explain the soil moisture impact factor was 34.6% higher than that of the OLS model. The residual square sum and AIC value of the GWR model were much smaller than those of OLS model. The effect parameters of the impact factors on soil moisture in the study area had spatial differentiation characteristics, and the degrees of influence of the influence factors were also different with DEM having the greatest impact followed by slope gradient, land surface temperature, precipitation, and NDVI. Each factor had both negative and positive effects on soil moisture in space, but it had the negative effect in most areas. The research results are of great significance to the development of precision agriculture, soil and water conservation, resource utilization, and ecological construction in the study area.

Keywords: soil moisture; influencing factors; geographically weighted regression model (GWR); spatial variation; Hebei Province

土壤水分是农作物生长发育的主要水源,不仅影响着水—热—溶质耦合运移及土壤—植被—大气传输体中的物质迁移等一系列水文过程,也与土地污染和生态环境紧密相关^[1-4]。土壤水分受到不同尺度上地形地貌、气候环境、植被等自然条件和人为因素的综合影响,在时间和空间上有明显的异质性^[5]。近年来,我国华北平原地区土地干旱问题非常严重,为当地农业发展带来极大经济损失,也严重破坏了华北地区的生态稳定^[6]。分析影响华北地区土壤水分的自然条件和主要控制因素,不仅可以为华北地区水土保持提供依据,也为制定水土资源有效利用和保护的相关政策提供科学决策。

近年来,土壤水分的时空变异和其与环境因素的空间关系引起诸多学者的兴趣和关注。有关学者从不同尺度和视角开展了研究,如 Burns 研究了加拿大草原地区土壤含水量的时空分异特征,得出在降水条件下,草原地区土壤湿度的空间相关性明显^[7];赵世伟等以子午岭北部黄土区为例,建立了不同植被类型下土壤水分的特征曲线模型,分析了不同植被土壤的持水性能^[8];赵琛等研究了黑河上游土壤水分的空间分布,利用旋转主成分分析法分析了影响黑河上游土壤水分的主要环境因子^[9]。闫利爽等研究了松辽平原的土壤水分与降水、植被覆盖和地形之间的相关性,揭示了影响因子对土壤水分时空分布的影响^[10]。以上研究说明,土壤水分的时空异质及其与环境因素的关系随着研究地区、植被类型和研究时期的不同而存在差异,揭示了土壤水分具有非平稳性和时空异质特征。文献^[11-12]中采用了一般线性回归的方法,结合环境因子变量,对土壤水分进行空间预测,预测结果显示线性回归的拟合效果较差。所以对于土壤水分这种非平稳变量,采用经典的线性回归分析无法准确探究其时空变化及其与环境因子的定量关系。

地理加权回归模型(geographically weighted regression, GWR)是由一般线性回归模型延伸得到的,是专门针对统计回归分析中具有空间非平稳性和空间异质性要素的建模方法,广泛应用于地理学、经济学、生态环境学等领域^[13]。GWR 模型考虑了局部空间样本的影响,借助邻近样本点的观测值进行距离加权回归,能够更准确地揭示要素与影响因子间的定量关系,进而提高模型的拟合优度^[14-15]。本文以河北省为研究地区,先对河北省土壤水分进行空间自相关分析,分析其空间集聚特征,然后借鉴前人的研究确定本文土壤水分的影响因素,在土壤水分时空分异特

征的基础上,用 GWR 的方法建立土壤水分与环境因子的区域模型,最后对比分析 GWR 和一般线性回归模型的拟合精度,分析环境因子与土壤水分的空间关系,以期为土壤水分的时空变异和与影响因子的相关研究提供参考和依据。

1 研究地区与研究方法

1.1 研究区概况

河北省环绕首都北京,位于东经 113°27'—119°50',北纬 36°05'—42°40',横跨华北、东北两大地区,总面积 18.85 万 km²。地势呈现出“西北高、东南低”的特点,由西北向东南倾斜。地貌复杂多样,有坝上高原、燕山和太行山山地、河北平原三大地貌单元。河北省大多数地区四季差别明显,冬冷夏热。年均降水量 484.5 mm,分布特点为东南多西北少;河流发源于太行山和燕山,主要分为海河和滦河。土地类型主要为耕地和林地,湿地资源丰富,植物种类繁多。

1.2 数据来源

本研究所使用的土壤水分数据来源于 SMOS Level-3 数据,时间跨度为 5 a(2013—2017 年)。SMOS 是欧空局发射的用来探测土壤水分和海水盐度的卫星,唯一的传感器 MIRAS 可以探测到 L 波段(1.4 GHz)的辐射,具有多角度、全极化的特征^[16]。Level-3 土壤水分产品在 Level-2 的基础上处理了无线电频率干扰的数据,可以减小天气、大气、植被覆盖等因素的影响,能够探测到一定土层深度下的土壤湿度。其采用 WGS_1984 地理坐标系,空间分辨率为 0.25°,数据格式为 NetCDF,利用二进制—XML 混合格式进行存储^[17]。对研究期内各年的月土壤水分求算术平均,得到河北省 5 a 的年均土壤水分。

降水数据来源于中国气象数据网,选择河北省 146 个国家站点(图 1)的月降水量,计算站点 5 a 的年降水量。在 ArcGIS 里利用克里金插值工具对站点的年降水量插值,得到河北省 5 a 的年降水量影像,最后计算河北省 5 a 的年均降水量。从 SRTM 地形产品中提取出河北省 DEM 和坡度,空间分辨率为 90 m。植被指数数据 NDVI 来自 MODIS13A3,空间分辨率为 1 km。地表温度数据来自 MODIS11C3,空间分辨率为 0.05°。对研究期内各年的植被指数和地表温度求算术平均,得到河北省 5 a 的年均植被指数和年均地表温度。

1.3 研究方法

1.3.1 一般线性回归模型

一般线性回归模型如下:

$$y_i = \beta_0 + \sum_{k=1}^p \beta_k x_{ik} + \epsilon_i \quad (1)$$

式中： β_0 为常数估计； β_k 为自变量 ($k=1, \dots, p$) 的参数估计，由最小二乘法计算得到； ϵ_i 为随机误差。



图 1 河北省 146 个气象站点分布

1.3.2 地理加权回归模型 地理加权模型是在一般线性回归模型的基础上，加入了要素的空间位置信息，对局部进行加权回归，回归参数与样本点的空间位置有关^[18]，表达式如下，

$$y_i = \beta_{i0}(u_i, v_i) + \sum_{k=1}^p \beta_{ik}(u_i, v_i) x_{ik} + \epsilon_i \quad (2)$$

式中： (u_i, v_i) 为样本点 i 的空间位置表示； $\beta_{i0}(u_i, v_i)$ 和 $\beta_{ik}(u_i, v_i)$ 为 i 的常数估计和第 k 个参数估计。上式表明，如果 $\beta_{i1} = \beta_{i2} = \dots = \beta_{ik}$ ，那么 GWR 模型就变为一般线性模型。所以，数据具有空间非平稳性是建立 GWR 模型的理论前提。

样本点 i 周围的观测值对 i 点参数的影响是不同的，与样本点 i 越接近的观测值，其对样本点影响越大；反之则越小。依据距离加权最小二乘法进行参数估计^[19]，则 $\hat{\beta}(u_i, v_i)$ 为

$$\hat{\beta}(u_i, v_i) = (X^T W(u_i, v_i) X)^{-1} X^T W(u_i, v_i) Y \quad (3)$$

其中：

$$X = \begin{bmatrix} 1 & x_{11} & \dots & x_{1k} \\ 1 & x_{21} & \dots & x_{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{n1} & \dots & x_{nk} \end{bmatrix}$$

$$W(u_i, v_i) = W_i = \begin{bmatrix} w_{i1} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & w_{i2} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & 0 & \dots & w_{in} \end{bmatrix}$$

$$\beta = \begin{bmatrix} \beta_0(u_1, v_2) & \beta_1(u_1, v_2) & \dots & \beta_k(u_1, v_2) \\ \beta_0(u_2, v_2) & \beta_1(u_2, v_2) & \dots & \beta_k(u_2, v_2) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_0(u_n, v_n) & \beta_1(u_n, v_n) & \dots & \beta_k(u_n, v_n) \end{bmatrix}, Y = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix}$$

式中： $\hat{\beta}$ 为 β 的估计值； n 为样本点的数目； k 为自变量数目。 w_{ij} ($j=1, 2, \dots, n$) 是对样本点 i 建立模型时观测点 j 的权重，构成了样本点 i 的权重矩阵。本文选择高斯距离权值法确定权重矩阵，

$$W(u_i, v_i) = e^{-\frac{1}{2}(\frac{d_{ij}}{b})^2} \quad (4)$$

式中： $W(u_i, v_i)$ 观测点 j 对样本点 i 的权重； d_{ij} 为观测点 j 与 i 之间的欧氏距离； b 为带宽，是距离与权重之间的非负衰减参数^[20]。带宽越大，权重随距离的变化越慢，反之则变化越快。当 b 接近正无穷时，全部观测点的权重都接近 1，因变量拟合值接近一般线性回归的结果，使模型过于光滑，造成偏差过大。当带宽趋于无穷小时，参与回归计算的样本点过少，使局部之间不存在影响，导致回归参数估计的方差过大，使模型过于不光滑。当 b 一定时，距样本点 i 无限远的观测值的权重接近 0。带宽的确定对 GWR 模型结果至关重要，有很多方法可以用来确定最优带宽，本文采用最小 AIC 法^[21]。

$$AIC = 2n \ln(\hat{\sigma}^2) + n \ln(2\pi) + n \left[\frac{n + \text{tr}(S)}{n - 2 - \text{tr}(S)} \right] \quad (5)$$

式中： $\hat{\sigma}^2$ 为随机误差方差的极大似然估计，即 $\hat{\sigma}^2 = \frac{RSS}{n - \text{tr}(S)}$ ， $\text{tr}(S)$ 为 GWR 模型投影矩阵 S 的迹，与 b 有关。对于样本数据，使 AIC 最小的带宽就是 GWR 模型最优带宽。

建立 GWR 模型之前要对要素进行空间自相关分析，验证其是否具有空间异质和空间集聚特征^[22]。全局空间自相关强调要素在整体范围的空间依赖性或空间异质性，用 Moran's I 指数来表示。Moran's I 指数可以理解为要素观测值和其空间滞后之间的相关系数，值的范围在 $-1 \sim +1$ 之间。计算公式如下：

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (6)$$

式中： n 为研究区的空间单元个数； y_i 为要素在空间单元 i 的观测值； \bar{y} 为 n 个观测值的平均值； W 是空间单元的空间权重矩阵。Moran's I 指数的显著性可以用标准化的 Z 值来检验，表达式为：

$$Z(I) = \frac{I - E(I)}{\sqrt{\text{var}(I)}} \quad (7)$$

式中： $E(I)$ 是 Moran's I 理论上的期望值，是其离散系

数。局部空间自相关强调要素在局部范围的显著关联程度,是指局部空间的每个单元和其邻域的相似程度,反映了每个局部单元服从全局总趋势的程度,用 LISA 来表示^[23]。

2 结果与分析

2.1 河北省土壤水分空间自相关分析

依据全局 Moran's I 理论,以河北省 172 个县为空间单元,各县年均土壤水分的平均值作为要素观测值,在 Geoda 软件的支撑下,选择距离权重矩阵,对土壤水分进行空间自相关分析。由图 2 可知,全局 Moran's I 指数为 0.378,经显著性检验,标准化 Z 值为 14.774 (>1.96),说明河北省土壤水分空间自相关在显著性水平 5% 上是显著的。大多数散点都落在第一、三象限,说明土壤水分在空间上呈集聚分布,高一高或低—低集聚。

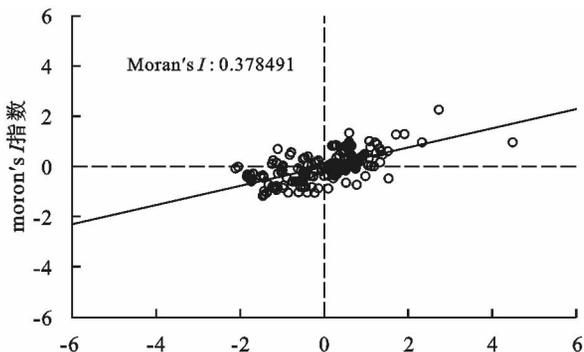


图 2 河北省土壤水分 Moran's I 散点图

由 LISA 图(图 3)可以看出,河北省土壤水分空间分布差异明显,在西南部和承德中南部呈低低集聚;在东南部和唐山呈高高集聚,说明这些土壤湿度高的地区其邻近区域土壤含水量也较高,以上这些地区土壤水分的空间差异都较小;西北部、南部土壤水分分布均衡,无明显集聚特征;邢台西南部的部分地区和承德平泉县与周边区域的土壤水分空间差异较大,呈高低集聚;保定涿州市和廊坊大厂回族自治县的土壤水分呈低高集聚,这些低土壤湿度地区被周围高土壤湿度地区包围,是土壤水分由低到高的过渡区域。整体来看河北省土壤水分存在较强的空间集聚性,但局部地区存在变异,反映了土壤水分空间分布的非平稳特征,进一步说明了土壤水分的空间分布与环境因子的空间异质有关,为后续建立土壤水分与环境因子之间的 GWR 模型提供了可靠的理论支撑。

2.2 GWR 模型构建与结果检验

土壤水分的空间非平稳性是多重尺度上的降水、

地形、植被、土壤、人为活动等多种因子综合作用的结果,但是其主控因子随地理位置、研究时期和尺度的不同存在差异^[24-26]。结合国内外的研究成果,本文选取降水、DEM、坡度、植被、地表温度为影响土壤水分的环境因子。借助 GWR 4.0 软件建立土壤水分和影响因子之间的 GWR 模型,最优带宽为 48.87 km,将 GWR 与 OLS 模型进行对比(表 1)。

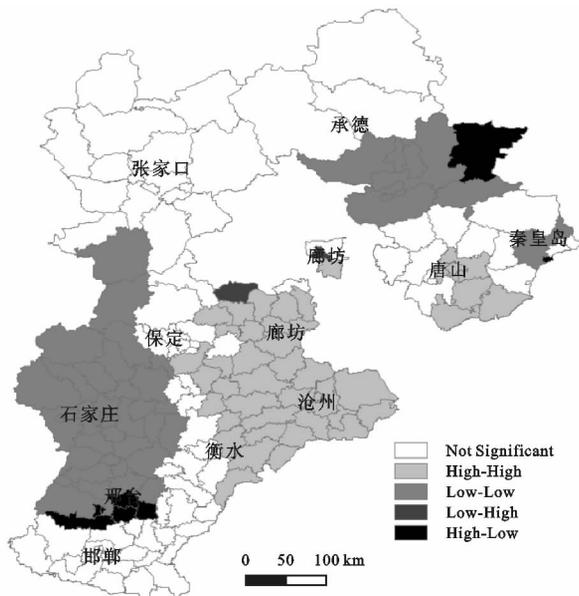


图 3 河北省土壤水分 LISA 集聚图

表 1 OLS 与 GWR 模型统计量比较

模型	信息准则	拟合	调整	残差平方	F
Model	AIC	优度 R^2	后的 R^2	和 RSS	
OLS	700.51	0.39	0.37	545.11	21.28
GWR	579.93	0.82	0.71	161.88	4.53

由表 1 知, F 检验的 p 值均小于 0.05,说明 OLS 与 GWR 模型都是显著的,并且 GWR 模型的拟合优度 R^2 比 OLS 模型提高了 43%,OLS 模型调整后的 R^2 为 0.368,GWR 模型调整后的 R^2 为 0.714,表明 GWR 模型对土壤水分与影响因子关系的解释能力比 OLS 模型提高了 34.6%,GWR 模型的残差平方和也远远小于 OLS 模型,表明 GWR 模型的精度更高。OLS 模型与 GWR 模型的 AIC 值相差大于 3,表明具有较小 AIC 值的 GWR 模型拟合效果更好。

表 2 土壤水分 OLS 模型回归参数统计

影响因子	估计值	标准差	T 值
降水	-0.52	0.23	-2.26
DEM	-2.05	0.53	-3.86
坡度	-0.51	0.33	-1.57
NDVI	-0.65	0.16	-3.98
地表温度	-1.98	0.32	-6.28

由土壤水分的 OLS 模型回归参数统计(表 2)得

知,河北省降水、DEM、坡度、NDVI、地表温度对土壤水分均呈负向影响,DEM的负向影响最强,其次是地表温度、NDVI、降水、坡度。在其他变量不变的情况下,DEM每升高1 m,土壤含水量将降低2.05%;地表温度每升高1°C,土壤含水量将降低1.98%;NDVI

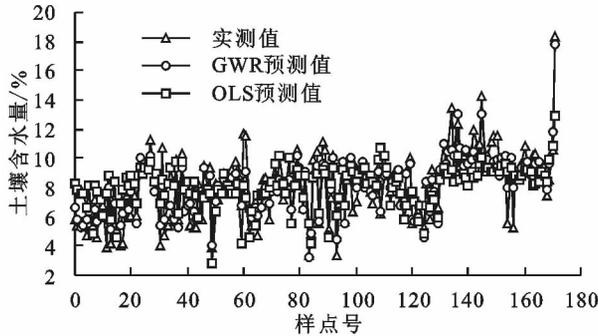


图4 土壤水分 GWR 模型与 OLS 模型预测值同实际值比较

由图4和图5可知,GWR模型的预测值比OLS模型预测值更接近实际值,并且在土壤含水量低的地区,GWR模型和OLS模型的预测值会高于实际值。在99号保定涿州市、154号廊坊大广回族自治县、156号廊坊三河市、134号沧州青县、31号唐山玉田县这些地区土壤水分的GWR预测值与实际值的偏差较大,介于2~3.11之间,结合样点分布图,可以得知这是由于这些地区地处河北省边界,在建立GWR模型时,可供参考的有价值样本点个数有限,影响了这些边界地区的回归结果所致。11号石家庄高邑县、17号石家庄赵县、60号邢台市桥东区、61号邢台市桥西区这些地区的土壤水分GWR预测值与实测

表3 土壤水分的GWR模型回归参数

影响因子	平均值	标准差	最大值	最小值	上四分位值	下四分位值	中位数
降水	-0.10	1.23	4.61	-3.20	0.27	-0.98	-0.10
DEM	-1.73	9.12	17.25	-41.85	2.75	-3.85	-0.81
坡度	-1.55	4.17	13.73	-17.66	0.09	-2.58	-1.57
NDVI	-0.42	0.95	1.88	-2.03	0.35	-1.12	-0.52
地表温度	-2.31	2.16	5.04	-6.66	-0.72	-3.90	-1.94

高程与土壤水分有显著的负相关关系,部分地区表现为正相关。这与前人的研究结果一致,土壤水分随着海拔的降低而增大^[27-28]。这是由于海拔越高,土壤水的渗透性越小,而且低海拔地区还受到高海拔土壤水的表面径流和壤中流的补给^[29]。高程对土壤水分的负向作用在沧州湾、衡水东部达到最大,并向西北部逐渐递减,在张家口西北角和承德县出现了高程与土壤水分正相关的现象。邯郸和邢台两地区高程对土壤水分也呈正相关,由西部向东部相关性逐渐增强。坡度对土壤水分的影响是复杂多样的,一般来说,坡度越大,土壤含水量越低^[30-31]。坡度与土壤水分的相关性在空间上并没有明显的分布规律,在衡

每提高1个单位,土壤含水量将降低0.65%;降水每增加1 mm,土壤含水量将降低0.10%;坡度每增加1°,土壤含水量将降低0.51%。与一般线性回归模型不同,GWR模型中影响因子对土壤水分的影响程度与空间位置有关,必须要考虑其空间异质特征。

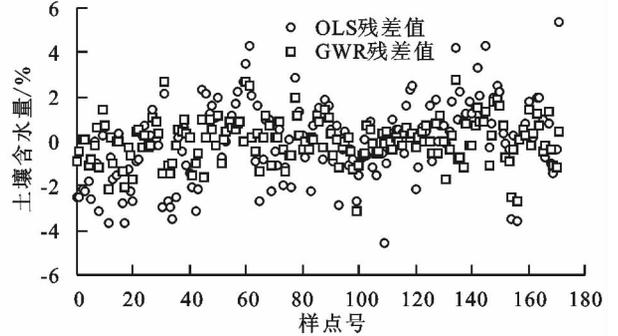


图5 土壤水分 GWR 模型与 OLS 模型残差值比较

值的偏差也较大,介于2.05~2.65之间,这是由于这些地区的土壤水分受到其他复杂因素如土壤侵蚀、人类活动等的影响较大所致。总体来看,GWR模型和OLS模型的预测值都比较接近实际值,但GWR模型的拟合程度更好,残差值更小。

2.3 GWR模型土壤水分影响因子作用参数的空间分异

GWR模型回归参数的统计结果(表3)显示,各因素在空间上对土壤水分既有负向又有局部正向的作用,中位数是负数,说明在河北省大部分空间范围内,各因子都呈现对土壤水分的负向影响。其中DEM影响最大,其次是坡度、地表温度、降水、NDVI。

水、石家庄、承德丰宁满族自治县呈正相关,其他地区都呈现负相关。

地表温度是地下水和表层土壤水分下渗的动力^[32],又与表层水分蒸发量密切相关^[33],从而影响着土壤表层含水量。研究区地表温度对土壤水分主要呈负相关影响,只在张家口西北角呈正相关。负相关影响在保定达到最强,由此向南北方向逐渐减弱。由于保定土壤干旱较严重,又处于地表温度较高的地带,增加了土壤水的蒸发量,使土壤温度对土壤水分呈较强的负相关作用。北部和南部的干旱程度有所缓解,并且北部地区温度较低,使土壤水分的蒸发作用减弱,进而使负相关作用减小。

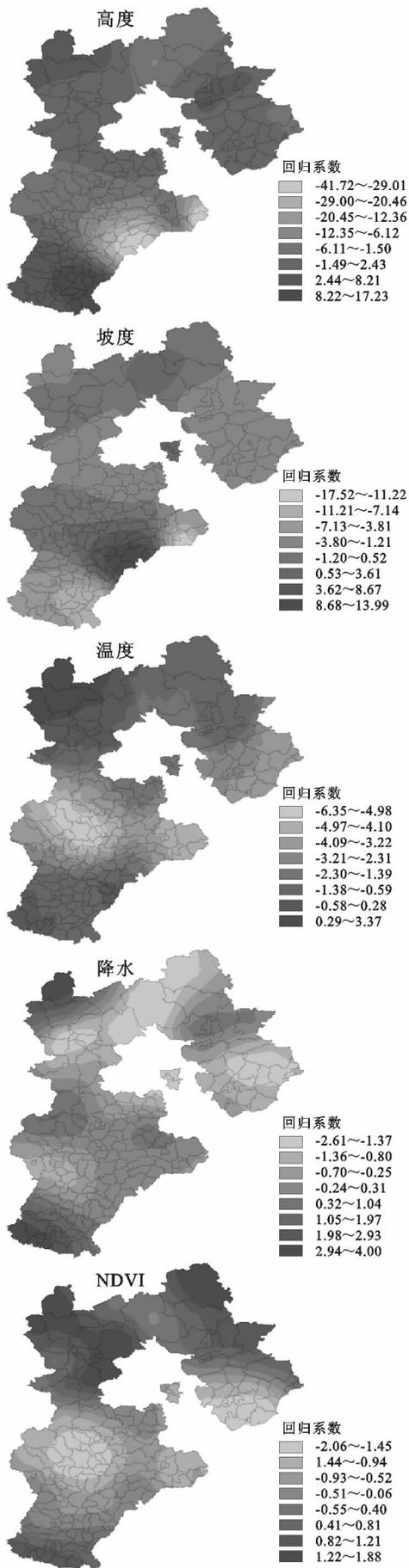


图 6 GWR 模型土壤水分与影响因子的回归系数

降水是土壤水分的主要来源之一,土壤水分的时空变化与降水紧密相关^[34]。研究区降水对土壤水分主要呈负相关影响,在局部地区邯郸、邢台西南部和张家口西北部呈正相关。负相关影响在承德西部、秦皇岛中部和张家口中部最强,向南逐渐减小。这种空间分异特征的原因是,在负相关作用较强的地区,降水增加了土壤表层水分的蒸发量,同时,降雨过程又使土壤表层与下层之间的水势梯度增加,促进了表层水分下渗^[33]。另一方面,降水促进了植被的生长发育,使土壤水分被植被吸收利用^[16],降水不再是这些地区土壤水分的促进因子。

植被叶冠可以拦截降雨,减小土壤水分的蒸发量,增强植被蒸腾损耗^[29];覆盖在地面的枯枝落叶和植物根系也能增加水分的入渗和下渗^[35],从而影响土壤含水量。研究区植被对土壤水分的影响正负作用都有,负相关影响在保定和唐山南部达到最强,由此向南北方向逐渐减弱,在研究区最南部邯郸,最北部张家口、承德地区呈正相关,与温度对土壤水分影响的空间特征相似。

3 结论与讨论

3.1 结论

(1) 研究区土壤水分具有空间依赖性,集聚特征明显,呈空间正相关分布。整体来看,研究区土壤水分东南高、西南低、西北和南部不显著。

(2) 在拟合优度和空间分布上,GWR 模型的拟合效果都远远优于 OLS 模型。GWR 模型的拟合优度 R^2 比 OLS 模型提高了 43%,GWR 模型对土壤水分影响因子的解释能力比 OLS 模型提高了 34.6%,GWR 模型的残差平方和、AIC 值均远远小于 OLS 模型。

(3) 由 GWR 模型得知,研究区影响因子对土壤水分的作用参数具有空间异质性,并且影响因子的作用程度也不同,DEM 影响最大,其次是坡度、地表温度、降水、NDVI。各因子在空间上对土壤水分既有负向又有局部正向的作用,但在大部分范围里都呈现负向影响。

3.2 讨论

土壤水分受到多重尺度上的降水、地形、植被、土壤、人为活动等多种因子综合影响,具有时空异质性。本文选取年降水量、DEM、坡度、植被指数、地表温度为影响因子,建立了研究区土壤水分的 GWR 模型,研究结果不仅可以定量揭示影响因子在空间上与土壤水分的作用关系,也为指导农作物适时灌溉、排水提供科学依据,是增强研究区水土涵养功能的基础,极大促进了研究区的精准农业发展、水土保持利用和生态建设,为制定研究区水土资源有效利用和保护

相关政策提供科学决策。

本研究也存在一些不足。比如,缺少野外实测的土壤含水量数据对卫星影像数据的验证,使得对 SMOS Level-3 土壤水分数据的精确性无法完全保证。后续的工作要加入野外实测的土壤含水量数据,以增强结果的可信度。其次,本文的 GWR 模型只列入了降水、地形、植被、地表温度因子,而未把土壤类型、土层厚度、土壤质地等考虑在内,使模型不能完全表达影响土壤水分的因素。因此,日后要综合考虑各因素的影响,以得到更准确的模拟结果。

参考文献:

- [1] 孙艳红,张洪江,程金花,等. 缙云山不同林地类型土壤特性及其水源涵养功能[J]. 水土保持学报, 2006, 20(2):106-109.
- [2] 赵永宏,刘贤德,张学龙,等. 祁连山区亚高山灌丛土壤含水量的空间分布与月份变化规律[J]. 自然资源学报, 2016, 31(4):672-681.
- [3] 侯建秀,张元明,陶冶,等. 沙漠水渠人工固沙区沙蒿和沙拐枣灌丛的土壤水分特征对比[J]. 干旱地区农业研究, 2011, 29(4):164-167.
- [4] 陈书林,刘元波,温作民. 卫星遥感反演土壤水分研究综述[J]. 地球科学进展, 2012, 27(11):1192-1203.
- [5] 邱扬,傅伯杰,王军,等. 黄土丘陵小流域土壤水分的空间异质性及其影响因子[J]. 应用生态学报, 2001, 1(5):715-720.
- [6] 魏凤英,张京江. 华北地区干旱的气候背景及其前兆强信号[J]. 气象学报, 2003, 61(3):354-363.
- [7] Burns T T, Berg A A, Cockburn J, et al. Regional scale spatial and temporal variability of soil moisture in a prairie region [J]. Hydrological Processes, 2016, 30(20):3639-3649.
- [8] 赵世伟,周印东,吴金水. 子午岭北部不同植被类型土壤水分特征研究[J]. 水土保持学报, 2002, 16(4):119-122.
- [9] 赵琛,张兰慧,李金麟,等. 黑河上游土壤含水量的空间分布与环境因子的关系[J]. 兰州大学学报:自然科学版, 2014, 50(3):338-347.
- [10] 闫利爽,黄方,常帅,等. 松辽平原西部地表土壤水分时空变化与影响因素分析[J]. 东北师大学报:自然科学版, 2017, 49(4):128-133.
- [11] 高海峰,白军红,王庆改,等. 霍林河下游典型洪泛区湿地土壤 pH 值和土壤含水量分布特征[J]. 水土保持研究, 2011, 18(1):268-271.
- [12] 段良霞,黄明斌,张洛丹,等. 黄土高原沟壑区坡地土壤水分状态空间模拟[J]. 水科学进展, 2015, 26(5):649-659.
- [13] 袁玉芸,瓦哈甫·哈力克,关靖云,等. 基于 GWR 模型的于田绿洲土壤表层盐分空间分异及其影响因子[J]. 应用生态学报, 2016, 27(10):3273-3282.
- [14] Lesage J P. A Family of Geographically Weighted Regression Models[M]//Advances in Spatial Econometrics. Berlin: Springer Berlin Heidelberg, 2004:241-264.
- [15] Yu G, Di L, Yang W. Downscaling of Global Soil Moisture using Auxiliary Data [C] // Geoscience and Remote Sensing Symposium. IGARSS 2008. IEEE International. IEEE, 2008:230-233.
- [16] 李小英,段争虎. 基于 SMOS 的黄土高原区域尺度表层土壤水分时空变化[J]. 中国沙漠, 2014, 34(1):133-139.
- [17] 陈建,张韧,王辉赞,等. Matlab 对基于二进制—XML 混合格式的 SMOS 盐度数据的提取方法与实现[J]. 海洋通报, 2011, 30(6):692-696.
- [18] 张洁. 基于 GWR 模型的城市住宅地价空间分异研究[D]. 杭州:浙江大学, 2012.
- [19] 韩雅,朱文博,李双成. 基于 GWR 模型的中国 NDVI 与气候因子的相关分析[J]. 北京大学学报:自然科学版, 2016, 52(6):1125-1133.
- [20] Brunson C, Fotheringham S, Charlton M. Geographically weighted regression [J]. Journal of the Royal Statistical Society: Series D, 1998, 47(3):431-443.
- [21] Akaike H. Information theory and an extension of the maximum likelihood principle // Petrov B N, Csaki F. Second international symposium on information theory. Budapest: Akademiai Kiado, 1973:267-281.
- [22] 陈彦光. 基于 Moran 统计量的空间自相关理论发展和方法改进[J]. 地理研究, 2009, 28(6):1449-1463.
- [23] Lee. Spatial Association Measures for all ESDA-GIS Framework: Developments, Significance Tests, and Applications to Spatio-Temporal Income Dynamics of U. S. Labor Market Areas, 1969—1999 [D]. Ohio: the Ohio State University, 2004.
- [24] Hawley M E, Jackson T J, Mc Cuen R H. Surface soil moisture on a small agricultural watershed[J]. Journal of Hydrology, 1983, 62:179-200.
- [25] Henninger D L, Petersen G W, Engman E T. Surface soil moisture within a watershed: Variations, factors influencing, and relationship to surface run off[J]. Soil Science Society of America Journal, 1976, 40:773-776.
- [26] Nyberg L. Spatial variability of soil water content in the covered catchment of Gardsjon, Sweden [J]. Hydrological Processes, 1996, 10:89-103.
- [27] Famiglietti J S, Rudnicki J W, Rodell M. Variability in surface moisture content a long a hillslope transect: Rattlesnake Hill, Texas [J]. Journal of Hydrology, 1998, 210:259-281.
- [28] 黄明斌,康绍忠,李玉山. 黄土高原沟壑区森林和草地小流域水文行为的比较研究[J]. 自然资源学报, 1999, 14(3):226-231.
- [29] 邱扬,傅伯杰,王军,等. 土壤水分时空变异及其与环境

- 因子的关系[J]. 生态学杂志, 2007, 26(1): 100-107.
- [30] 赵晓光, 吴发启. 黄土高原坡耕地土壤水分主要受控因子研究[J]. 水土保持通报, 1999, 19(1): 10-14.
- [31] 邱扬, 傅伯杰, 王军, 等. 黄土丘陵小流域土壤水分时空分异与环境关系的数量分析[J]. 生态学报, 2000, 20(5): 741-747.
- [32] 高红贝, 邵明安. 温度对土壤水分运动基本参数的影响[J]. 水科学进展, 2011, 22(4): 484-494.
- [33] 高红贝, 邵明安. 干旱区降雨过程对土壤水分与温度变化影响研究[J]. 灌溉排水学报, 2011, 30(1): 40-45.
- [34] Yang Q, Fu B, Wang J, et al. Spatiotemporal prediction of soil moisture content using multiple-linear regression in a small catchment of the Loess Plateau, China[J]. Catena, 2003, 54(1): 173-195.
- [35] 侯喜禄, 白岗栓, 曹清玉. 刺槐、柠条、沙棘林土壤入渗及抗冲性对比试验[J]. 水土保持学报, 1995, 9(3): 90-95.

~~~~~

(上接第 91 页)

- [26] 张庆, 牛建明, Alexander B, 等. 不同坡位植被分异及土壤效应: 以内蒙古短花茅草原为例[J]. 植物生态学报, 2011, 35(11): 1167-1181.
- [27] Davidson E A, Ackerman I L. Changes in soil carbon inventories following cultivation of previously untilled soils[J]. Biogeochemistry, 1993, 20(3): 161-193.
- [28] Post W M, Kwon K C. Soil carbon sequestration and land-use change: processes and potential[J]. Global Change Biology, 2000, 6(3): 317-327.
- [29] Jobbagy E G, Jackson R B. The vertical distribution of soil organic carbon and its relation to climate and vegetation[J]. Ecological Applications, 2000, 10(2): 423-436.
- [30] 汝海丽, 张海东, 焦峰, 等. 黄土丘陵区微地形条件下草本群落特征与土壤水分及养分关系分析[J]. 草地学报, 2016, 24(4): 776-782.
- [31] Gregorich E G, Anderson D W. Effects of cultivation and erosion on soils of four toposequences in the Canadian prairies[J]. Geoderma, 1985, 36(3): 343-354.
- [32] 刘军秀. 荒漠草原区丘陵不同地貌部位土壤理化性质与植被生长状况研究[D]. 呼和浩特: 内蒙古师范大学, 2016.
- [33] 高雪松, 邓良基, 张世熔. 不同利用方式与坡位土壤物理性质及养分特征分析[J]. 水土保持学报, 2005, 19(2): 53-56.
- [34] 聂莹莹, 李新娥, 王刚. 阳坡—阴坡生境梯度上植物群落  $\alpha$  多样性与  $\beta$  多样性的变化模式及与环境因子的关系[J]. 兰州大学学报: 自科版, 2010, 46(3): 73-79.

~~~~~

(上接第 97 页)

- [10] 张小娟, 宋维峰, 吴锦奎, 等. 元阳梯田水源区土壤水氢氧同位素特征[J]. 环境科学, 2015(6): 2102-2108.
- [11] 窦培谦. 密云水库上游流域特征与氮磷流失规律关系研究[D]. 北京: 首都师范大学, 2006.
- [12] 陈阿辉, 李卫平, 于玲红, 等. 克鲁伦河夏季水体中氮、磷污染特征[J]. 环境污染与防治, 2015, 37(9): 34-38.
- [13] 赵晓静, 张胜利, 马国栋. 间伐强度对秦岭锐齿栎林冠层和枯落物层水化学效应的影响[J]. 生态学报, 2015, 35(24): 8155-8164.
- [14] Wang P, Gao C, Yao Q, et al. Temporal and spatial distribution characteristics of nitrogen losses in hilly area of Taihu Lake[J]. Environmental Science, 2006, 27(8): 1671-1675.
- [15] 马东, 杜志勇, 吴娟, 等. 崂山水库流域不同土地利用类型地表径流的氮磷流失特征[J]. 水土保持学报, 2011, 25(6): 31-33.
- [16] 徐幸仪, 王建群, 胡小丽. 镇江丘陵区农业流域土地利用对氮素输移的影响[J]. 水电能源科学, 2013, 31(2): 112-115.
- [17] 陆海明, 尹澄清, 王夏晖, 等. 于桥水库周边农业小流域氮素流失浓度特征[J]. 环境科学学报, 2008, 28(2): 349-355.
- [18] Richards C, Johnson L B, Host G. Landscape influences on habitat, water chemistry, and macroinvertebrate assemblages in Midwestern stream ecosystems [R]. NRRI Technical Report, 2015.
- [19] 涂安国, 尹炜, 陈德强, 等. 丹江口库区典型小流域地表径流氮素动态变化[J]. 长江流域资源与环境, 2010, 19(8): 926-932.
- [20] 牟溥, 王庆成, Anne, 等. 土地利用、溪流级别与溪流河水处理理化性质的关系[J]. 生态学报, 2004, 24(7): 1486-1492.