

复杂地形区土壤有机质空间变异性分析及制图

张 欢¹, 高小红^{1,2,3,4}

(1.青海师范大学 地理科学学院, 西宁 810000;

2.青海省自然地理与环境过程重点实验室, 西宁 810008; 3.青藏高原地表过程与生态保育教育部重点实验室, 西宁 810008; 4.青海省人民政府—北京师范大学 高原科学与可持续发展研究院, 西宁 810008)

摘 要:数字土壤制图作为获取土壤属性空间分布的一种新方法,目前已成为土壤科学的研究热点。探究土壤有机质在复杂地形区的空间变异特征及其空间分布制图,可为土地利用合理规划与管理、精准农业及生态环境模拟等提供有价值的信息。复杂地形区由于其地形起伏大,地貌类型多样以及采样点获取难度大等,对土壤属性制图带来一定的困难,也使得获取的属性空间分布图很难用于实际的使用。基于湟水流域 2016 年 10—11 月份采集的 0—20 cm 的 253 个土壤表层数据,采用 GIS 与地统计学相结合的方法,研究协同克里格(COK)、地理加权回归克里格(GWRK)以及结合土地利用类型的均值、中值修正协同克里格 4 种方法在湟水流域的预测精度并进行比较,旨在探索复杂地形区土壤有机质制图中地统计学方法的适用性。结果表明:(1) 4 种插值方法对 SOM 的解释能力均较优,均可用于复杂地形区土壤有机质制图。(2) 均值、中值修正协同克里格方法与地理加权回归克里格模型准确度分别为 0.905, 0.923, 0.909, 中值修正协同克里格精度最高,未考虑土地利用类型的协同克里格插值精度最低,为 0.883。(3) 有机质的变异系数为 90.90%,存在中等空间变异性;表明其空间变异主要受土壤母质、土壤类型与土地利用管理方式、施肥等共同影响。(4) 4 种方法预测图表明湟水流域的 SOM 高值主要分布在大通县西北部、海晏县南部等地,低值主要分布在民和县东南部等地;整体来看研究区 SOM 含量有利于农业发展。

关键词:土壤有机质; 协同克里格; 地理加权回归克里格; 残差; 土地利用; 复杂地形区; 湟水流域

中图分类号:S159

文献标识码:A

文章编号:1005-3409(2020)05-0093-08

Analysis of Spatial Variability and Mapping of Soil Organic Matter Contents in Complex Terrain Areas

ZHANG Huan¹, GAO Xiaohong^{1,2,3,4}

(1.College of Geographical Sciences, Qinghai Normal University, Xining 810000, China; 2.Key Laboratory of Physical Geography and Environmental Process in Qinghai Province, Xining 810008, China; 3.Key Laboratory of Tibetan Plateau Land Surface Processes and Ecological Conservation, ministry of Education, Xining 810008, China; 4.Academy of Plateau Science and Sustainability, People's Government of Qinghai Province & Beijing Normal University, Xining 810008, China)

Abstract:Digital soil mapping is a new and effective method to express the spatial distribution of soil, which has become a research hotspot in soil science. To explore the spatial variability characteristics of soil organic matter (SOM) and mapping it in complex topographic areas can provide valuable data for land use planning, and precision agriculture and ecological environment simulation. In complex terrain area, the large terrain relief, the variety of landform types and the difficulty in obtaining soil sampling points bring some difficulties to the mapping of soil properties, and makes it difficult to use the obtained spatial distribution maps for practical use. In this paper, soil samples of 253 at the depth of 0~20 m from the Huangshui River Basin in 2016 were obtained, four kind interpolation methods including the COK, mean and median modified COK and GWRK were studied and compared for SOM contents combining GIS with Geostatistics, and the accuracies of the four methods were evaluated respectively. The results showed that: (1) the four interpolation methods had better explanatory ability for SOM, and could be used for mapping SOM in complex topographic areas; (2) the accuracies of the mean and median modified COK method and the GWRK model were 0.905, 0.923 and 0.909, respectively, in which the median modified COK method had the highest accuracy, while the

收稿日期:2019-08-12

修回日期:2019-12-14

资助项目:国家自然科学基金(41550003);青海省科技厅自然科学资助项目(2016-ZJ-907)

第一作者:张欢(1996—),女,贵州遵义人,本科生,专业为地理信息科学。E-mail:1361246604@qq.com

通信作者:高小红(1963—),女,陕西白水人,博士,教授,主要从事遥感应用与地理空间数据分析研究。E-mail:xiaohonggao226@163.com

COK interpolation method without considering land use types had the lowest accuracy of 0.883; (3) the variability coefficient of SOM was 90.90% with moderate spatial variability, which was mainly affected by soil parent materials, soil type, management activities and fertilization; (4) the prediction maps of four methods indicated that the high SOM contents of the study area mainly distributed in the northwest of Datong County and the south of Haiyan County, while the low SOM mainly distributed in the southeast of minhe County. On the whole, the SOM content distribution of the study area was at a medium level, which was conducive to agricultural development.

Keywords: soil organic matter; Cokriging; geographic weighted regression Kriging; residual; land use type; complex terrain region; Huangshui River Basin

有机质在土壤中扮演着重要角色,是植物营养中的重要来源,它是促进植物生长发育、土壤保肥性和缓冲性、改善土壤物理性质的主要因素,目前土壤有机质在改善农业、管理耕地等方面具有重要意义,是土壤学、地球化学、农学研究的重点内容之一^[1-2]。

传统的土壤预测制图是一个手工制图的过程,需要对地形图等进行目视解译以及对土壤类型斑块进行手工勾绘,除此之外还需要野外核查才能编辑成数据图件^[3],需要耗费大量的人力物力财力。数字土壤制图是以土壤与景观理论为基础,借助数学、空间分析方法等技术手段的土壤制图与调查方法^[4],制图方法主要包括基于地统计的数字土壤制图和基于专家知识的数字土壤制图^[3]。研究表明:地统计学方法在数字土壤制图中不仅考虑空间上的邻近点相关性,也考虑了该点的其他地理要素相关性,可以较好的用于数字土壤制图^[4]。许多学者陆续地使用 GIS 与地统计方法探讨土壤属性的空间特征^[2]。赵永存等^[5]发现回归克里格的预测效果最好,泛克里格次之,而多元线性回归方法最差,证明地统计学插值方法用于空间预测相对较好;席江勇等^[6]在对土壤有机质的插值研究中利用了确定性内插和地统计插值进行分析,使用确定性插值产生了牛眼,而地统计插值消除了这种现象,结果连续且光滑,能更好的反映其在空间上的变化;综上所述,在研究土壤养分时考虑地统计插值方法能够取得较好的预测精度。

目前的一些研究表明,将土地利用类型结合到地统计学插值中能够获得较好的预测精度。文雯等^[7]研究发现在黄土丘陵地区,利用土地利用修正克里格插值方法精度比其他插值方法精度高,能够提高土壤属性空间制图的精度;顾成军等^[8]利用有限的采样点将土地利用结合到克里格插值中,发现在该研究区土地利用对有机碳的空间分异有很好的解释能力且不需要获取其他因子;赵建华^[9]在研究兰州市土壤全氮和有机质的空间变异时发现其空间分布特征与研究区的各种土地利用类型有重要的联系。复杂地形区不同于地形比较简单的区域可以使用地统计分析的简单克里格进行插值预测,需要考虑有关的辅助因子

来进行土壤属性空间预测研究,以提高预测精度^[10]。协同克里格法基于目标变量与辅助变量,是一种考虑辅助变量的有效方法^[11],而在实际情况中,空间数据是随着地理位置的变化而变化的,地理加权回归模型正是考虑了空间数据的位置信息^[12],近年来在土壤属性空间制图中得到较好的应用。地理加权回归克里格是地理加权回归与克里格法的有机结合,该方法不仅考虑了空间位置局部信息,还考虑了代表随机性的残差数据,能够反映出更加真实的土壤属性空间变异^[13]。

湟水流域位于青藏高原与黄土高原过渡带,其地形起伏大、地貌类型多样,主要以农业为主。目前对该研究区进行土壤属性空间制图的研究还比较少见。代子俊^[14]分别利用 1985 年和 2015 年的土壤采样数据,对湟水流域土壤全氮进行克里格插值制图,但由于其土壤采样点较少且在流域西北区域基本没有采样点,这在一定程度上将影响空间制图的精度;同时虽然其在土壤采样时考虑了土地利用类型因素,但在空间插值时并未将其结合到土壤全氮制图中。基于以上的考虑,本文对湟水流域土壤有机质含量进行空间地统计学制图,旨在研究所使用方法在复杂地形区的适用性以及比较协同克里格方法、地理加权回归克里格法与结合土地利用类型后的协同克里格法在土壤有机质制图方面的精度,为湟水流域提供较为准确的土壤有机质数据支持。

1 数据与方法

1.1 研究区概况

湟水流域位于青藏高原与黄土高原的交接地带,位于 36°02'—37°28'N,100°42'—103°04'E,地形在南北方向,具有“三山两谷”独特的构造景观,三山从南向北为拉脊山、达坂山、祁连山,两谷为介于达坂山与拉脊山之间的湟水干流河盆地、达坂山与祁连山之间的大通河河谷。青海省境内湟水流域面积约为 16 120 km²,海拔高度在 1 664~4 882 m,地势呈现东南低西北高的趋势,具有多样复杂的地形,黄土地貌在该区最为典型,区域内土地利用类型多样,在浅山区主要以农田为主,川水区以农田和城乡工矿居住用地为

主,海拔 3 000 m 以上主要是草地占多,湟水流域土壤类型主要是灰钙土、黑钙土和栗钙土为主。

湟水流域年平均气温在 2.5~7.8℃,该区冬季气温低、夏季气温适宜,最高气温可达 30℃左右,而最低气温可达-28℃左右,日照长、可吸收辐射大,且从东到西逐渐增大;区域平均降水量 486mm,主要集中在 6—9 月份,10 月到次年 2 月降水量最少,只占全年降水量的 10%,而蒸发量最大可达 1 000mm,且随海拔高度的下降蒸发量是逐渐增加的,表现出西北向东南蒸发量增加的趋势^[15]。该区是青海省的主要农业耕作区,也是青海省人口最密集、经济最发达的地区。

1.2 数据来源与预处理

本文使用的数据主要有数字高程模型(Digital elevation model,DEM)(图 1A)、土壤采样数据 253 个(图 1B)、土地利用数据(图 1C)、土壤类型数据(图 1D)、湟水流域边界数据。其中土壤类型矢量数据通

过 1:100 万青海省土壤类型图矢量数字化获取;土壤有机质来源于 2016 年 10—11 月份野外采集数据,采样土层厚度为 0—20 cm,土壤有机质(Soil organic matter,SOM)的测试分析请参见李冠稳^[16]。将采样数据的野外经纬度坐标(GPS 获取,WGS-84)转换为 UTM 投影坐标,DEM 来源于 USGS 网站(<http://www.usgs.gov/>),分辨率为 30 m,对 DEM 进行填洼、拼接、裁剪等预处理,最终得到湟水流域 DEM 数据,利用 ArcGIS 软件计算出坡度(图 1E)、坡向(图 1F)以及高程;研究区土地利用类型数据根据 2016 年 Landsat8/OLI 影像通过随机森林分类方法获取,总体精度脑山区、浅山区、川水区分别为 91.33%,92.09%,87.85%,见马慧娟论文^[17],对该土地利用类型数据进行合并后包括 7 类,即水浇地、旱地、草地、林地、水域、城乡居住建设用地、未利用土地,并利用土壤有机质采样点提取相应的土地利用类型数据。

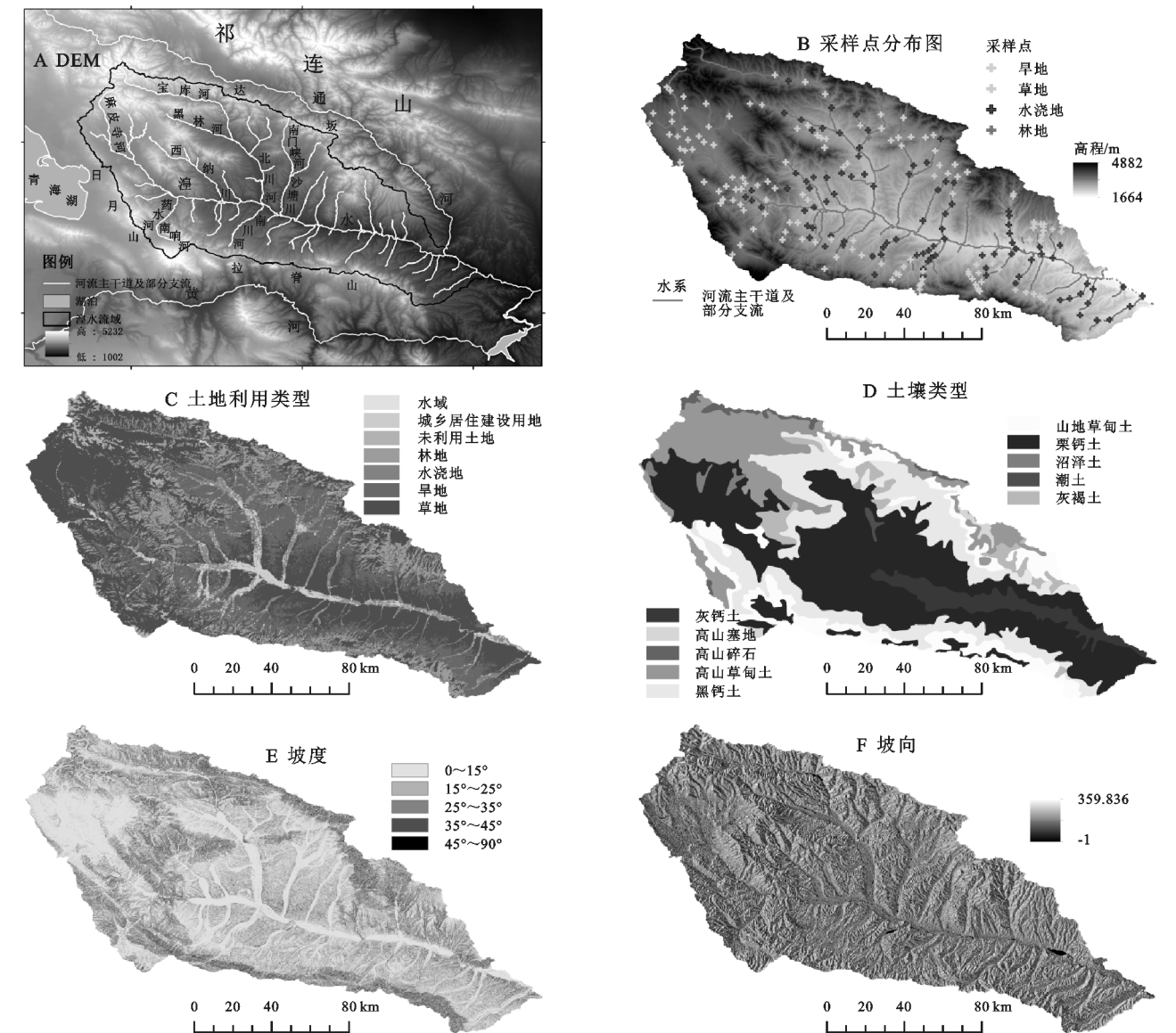


图 1 研究区数据

1.3 研究方法

1.3.1 描述性统计与单方差分析 首先对土壤有机质数据以及土地利用数据利用 SPSS 17.0 进行描述性统计分析;统计出最大值、最小值以及峰度、偏度等数据值,并通过 K-S 检验数据是否呈正态分布,由于有机质数据不呈正态分布,对其进行对数转换或者剔除异常值,直到数据呈现正态分布。使用单因素方差分析比较主要土地利用类型的土壤有机质是否具有显著差异^[18],如果 $p>0.05$,则土地利用类型来自于同一个正态总体,不用消除由地类差异引起的土壤有机质差异,确保土地利用类型的有机质可以看做是同一个区域化变量在空间上的分布^[19]。

1.3.2 结合土地利用类型的协同克里格法 土地利用数据属于分类变量或定性变量,不具备数学上的大小关系,因此不能直接用于地统计学分析。根据前人研究^[19],有两种方法可将分类变量转换为定量变量,第一种方法为空间分区,该方法只适合大面积连续的区域;第 2 种方法为对不同土地利用类型的土壤属性值进行均值、中值中心化,并利用其残差进行插值,本文研究区属于复杂地形区,地形起伏大、土地类型斑块破碎,不像平原地区具有大面积连续的单一类型区域,所以采用第 2 种方法将定性变量转为定量变量,公式如下:

$$R(x_i)=Z(x_i)-Q(x_i) \tag{1}$$

$$Z(i)=R(i)+Q(i) \tag{2}$$

式中: $Z(x_i)$ 为有机质实测值; $Q(x_i)$ 为拆分趋势项; $R(x_i)$ 为拆分残差项; $Z(i)$ 为未采样点的土壤有机质预测值。

1.3.3 地理加权回归克里格法 地理加权回归克里格是在地理加权回归的基础上进行预测,所以本文首先对地理加权回归模型进行拟合:

$$Y_{GWRK}(u_i,v_i)=\beta_0(u_i,v_i)+\sum_{j=1}^p x_{ij}\beta_p(u_i,v_i)+\epsilon_i \tag{3}$$

式中: $Y_{GWRK}(u_i,v_i)$ 为因变量在点 (u_i,v_i) 处的估计值; x_{ij} 为第 i 个解释变量在 (u_i,v_i) 处的值; $\beta_0(u_i,v_i)$ 为样本点在 (u_i,v_i) 的特征弹性系数; $\beta_p(u_i,v_i)$ 为第 i 个样点上的第 p 个回归系数。拟合的关键参数主要是核函数与带宽,经过测试,本文使用的核函数为自适应高斯核函数,带宽以 AICc 赤池信息量准则为判断标准,值越小说明拟合后信息的不确定性越小^[13]。地理加权回归的模型拟合参数见表 1。

表 1 地理加权回归模型拟合参数

残差平方和	正规化剩余平方和的平方根	有效数量	AICc	R^2	校正 R^2
0.65	0.19	15.81	11.10	0.52	0.13

1.3.4 半变异函数 半变异函数又称半方差函数,是关于数据点间的变异性距离的函数,也是描述区域化变量结构性、随机性的基本手段。估算方程式如下:

$$\gamma(h)=\frac{1}{2N(h)}\sum_{i=1}^{N(h)}[Z(x_i+h)-Z(x_i)]^2 \tag{4}$$

式中: h 是分隔距离; $N(h)$ 是 (x_i+h,x_i) 之间计算样本变异函数值的样本对数(如 $Z(x_i+h)$ 和 $Z(x_i)$ 为计算中的第一对数据)^[12]。

1.3.5 空间插值 本文创建训练集后首先对数据进行正态分布检验,均值与中值残差、GWRK 残差、原值均符合正态分布,可以用于空间插值。

分别采用均值、中值消除趋势项,并用得到的插值图加上不同土地利用信息的趋势项,最终得到结合土地利用类型的土壤有机质预测图。同时,进行地理加权回归模型拟合,得到的残差项进行空间插值,最后与协同克里格的插值结果比较,制作土壤有机质分布图;本文称 4 种方法为均值修正协同克里格(Land Use Mean Modification Cokriging,MMCOK_LU)、中值修正协同克里格(Land Use Median Correction Cokriging,MCCOK_LU)、协同克里格(Cokriging,COK)、地理加权回归克里格(Geographically Weighted Regression Kriging,GWRK)。

1.3.6 模型精度评价 本文通过内部验证与外部验证进行精度评价,内部验证:标准均方根(Root-Mean-Square Standardized,RMSS)预测误差和 1 最接近、标准平均值误差(Mean Standardized Error,MSE)与 0 最接近、均方根(Root-Mean-Square,RMS)预测误差达到最小、平均标准误差(Average Standard Error,ASE)和均方根(Root-Mean-Square,RMS)预测误差最相近。外部验证:平均绝对值误差(Mean Absolute Error,MAE)越小模型精度越高、均方根误差(Root Mean Squares Error, RMSE)越小模型越稳定^[20],准确度(Accuracy,AC)可评价预测的准确性,越接近于 1 说明预测越准确,取值范围为 0~1^[7]。 r 为预测集与验证集的相关系数,RI 为比较 GWRK 相对于 COK 的提高度。

$$AC=1-\frac{N\times RMSE^2}{\sum_{i=1}^N[|O_i-\overline{O}|]+|P_i-\overline{O}|} \tag{5}$$

$$MAE=\frac{\sum_{i=1}^N|P_i-O_i|}{N} \tag{6}$$

$$RMSE=\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N(P_i-O_i)^2}{N}} \tag{7}$$

$$R^2=1-\frac{\sum_{i=1}^N(O_i-P_i)^2}{\sum_{i=1}^N(O_i-\overline{O})^2} \tag{8}$$

$$r = \frac{\sum P_i O_i - \frac{1}{N} \sum P_i \sum O_i}{\sqrt{(\sum P_i^2 - \frac{1}{N} (\sum P_i)^2)(\sum O_i^2 - \frac{1}{N} (\sum O_i)^2)}}$$

(9)

$$RI = \frac{r_{GWRK} - r_{COK}}{r_{COK}} \times 100\%$$

(10)

式中: N 为样本数; i 为第 i 个样点; O_i 为实测值; \bar{O}

表 2 土壤样本有机质描述性统计

指标	样本数	最小值/ (g·kg ⁻¹)	最大值/ (g·kg ⁻¹)	平均值/ (g·kg ⁻¹)	标准差 SD	变异 系数 CV/%	峰度	偏度	K-S 检验
土壤有机质	253	7	150	34.16	24.2	90.90	4.761	2.047	0.0
对数转换	240						-0.222	0.331	0.055

CV 为变异系数,根据 $CV < 10\%$ 为弱的变异性, $10\% \sim 100\%$ 属于中等变异, $CV > 100\%$ 是强变异性,可知总体样本 CV 为 90.90%,属于中等变异强度;偏度为 2.047,属于右偏态,峰度 4.761,不是特别陡峭;在 K-S 检验中, p 的值等于 0,说明其不呈正态分布,不能直接用于空间插值研究,所以需要进行对数转换,转换后其 p 值为 0.055,大于 0.05,可以用于地统计分析;除此之外根据表 3 对各土地利用类型的统计,土壤有机质都处于中等变异水平,林地的变异程度大于其他 3 种土地利用类型。

表 3 样本所对应的土地利用类型的描述性统计

类型	样本数	最小值/ (g·kg ⁻¹)	最大值/ (g·kg ⁻¹)	平均值/ (g·kg ⁻¹)	变异 系数/%
草地	40	10.10	84.91	27.03	56.86
旱地	101	6.57	89.07	31.30	55.75
林地	5	15.55	72.75	33.35	70.11
水浇地	94	8.57	85.68	30.12	55.18

不同土地利用类型的土壤有机质单因素方差分析(表 4)表明,由于 $p > 0.05$,四组土地利用的 SOM 并未存在很大的差异,故 SOM 值是属于同一总体的,使水浇地、林地、旱地、草地的 SOM 值可以视为同一区域化变量,不用在插值前消除由这些类所引起的 SOM 差异,故其残差值也无明显的不同,都可以看成在空间上分布的同一个区域化变量^[19]。

表 4 不同土地利用类型 SOM 单因素方差分析

项目	自由度	平方和	均方根	<i>F</i>	<i>p</i>
组间	3	573.238	191.079	0.668	0.573
组内	236	67547.686	286.219		
总数	239	68120.924			

2.2 空间变异特征分析

首先利用土地利用类型,GWR 模型得到残差项,然后利用 ArcGIS 10.2 地统计模块建立训练子集

为实测平均值; P_i 为预测值。

2 结果与分析

2.1 土壤有机质描述性统计分析

从土壤有机质描述性统计分析(表 2)可以看出采样点的土壤有机质含量在 7~150 g/kg,标准差为 24.2,平均值为 34.16 g/kg。

209 个,验证子集 31 个,最后利用 ArcGIS 10.2 地统计模块的协同克里格插值,插值过程中结合湟水流域 DEM 因子,拟合最优的半变异函数模型(表 5)。本文 4 种方法均为指数模型。

表 5 SOM 空间变异的理论模型与参数

方法	理论模型	预测决定 系数 R^2	变程/ m	块金值 C_0	基台值 C_0+C	块金值/基台值 $C_0/(C_0+C)/\%$
MMCOK_LU	指数模型	0.155	6899	0.071	0.398	17.8
MCCOK_LU	指数模型	0.150	6899	0.080	0.402	19.9
COK	指数模型	0.111	6790	0.077	0.399	19.3
GWRK	指数模型	0.122	5977	0.103	0.217	47.5

注:MMCOK_LU 代表均值修正协同克里格,MCCOK_LU 代表中值修正协同克里格,COK 代表原始值的协同克里格,GWRK 代表地理加权回归克里格。

结构、随机性变异是空间变异的两大模块,而 C_0 、 C_0+C 、 $C_0/(C_0+C)$ 常常用来表示半变异函数建模的空间变异程度,其中 C_0 为块金值,表示可能的随机性,这种随机因素可能为土地的耕作、施肥、管理措施等; C 结构方差由自然因素,即地形、地质、土壤母质、土壤类型等引起的土壤性状的结构变异; C_0+C 为基台值,空间总的变异一般由基台值表示; $C_0/(C_0+C)$ 为块金与基台值之比,称为块金系数,其大小表示空间的变异程度,值小则表示空间变异程度大多是结构性因素引起的,反之值大则为随机性因素引起^[2]。

研究区 MMCOK_LU,MCCOK_LU,COK 模型的块金系数分别为 17.8%,19.9%,19.3%,属于强的空间相关性,GWRK 的块金系数为 47.5%,属于中等的空间相关性;前 3 个模型表明土壤有机质空间变异主要由结构性因素引起,而最后一个模型表明土壤有机质空间变异主要由结构性和随机性因素引起,原因可能是在考虑土地利用类型后,空间细节信息更丰富,人为的影响更突出 $[C_0/(C_0+C) > 75\%$:弱空间相关; $C_0/(C_0+C) < 25\%$:强空间相关;之间属于中等空间相关]。

变程表示变量在空间上的自相关性,MMCOK_LU 和 MCCOK_LU 的变程均为 6 899 m,COK 为 6 790 m,GWRK 为 5 977 m,表明在这个范围内空间自相关是存在的,均选择指数模型作为最佳模型。

2.3 模型精度分析

由表 6 可知 RMSS 标准均方根预测误差 MMCOK_LU 最接近于 1,4 种方法 的 MSE 相差不大,COK,GWRK 仅比 MMCOK_LU 与 MCCOK_LU 小 0.001,COK 的 ASE 与 RMS 接近程度为 0.003 9,大于 MMCOK_LU 与 MCCOK_LU;MAE

平均绝对误差 MCCOK_LU 最小,GWRK 最大,说明 MCCOK_LU 的模型精度最高,其次分别为 MMCOK_LU,COK;RMSE 均方根误差 GWRK 最小,MCCOK_LU 最大,说明 GWRK 比 COK,MMCOK_LU,MCCOK_LU 稳定性高;而对于模型的准确度,由表 6 中的 AC 可知预测准确度由大到小依次为 MCCOK_LU>GWRK>MMCOK_LU>COK;与 COK 相比,GWRK 相对提高 3.3%。综上所述,可以发现结合土地利用中值残差的 MCCOK_LU 模型精度最高。

表 6 模型预测精度评价

方法	内部验证				外部验证			<i>r</i>	RI/%
	标准平均值	标准均方根预测	均方根预测	平均标准	平均绝对	均方根	准确度		
	误差 MSE	误差 RMSS	误差 RMS	误差 ASE	误差 MAE	误差 RMSE	AC		
MMCOK_LU	0.013	1.011	0.2058	0.2027	1.428	1.61	0.905		
MCCOK_LU	0.013	1.013	0.2067	0.2030	1.423	1.62	0.923		
COK	0.012	1.013	0.2069	0.2030	1.432	1.60	0.883	0.40	
GWRK	0.012	0.912	0.1404	0.1543	1.439	1.59	0.909	0.41	3.3

2.4 有机质空间插值及结果与分析

图 2 中可以看出 4 种方法的 SOM 预测值分布范围相差不大,COK(协同克里格)与 GWRK(地理加权回归克里格)的土壤有机质空间分布较为连续,而 MMCOK_LU(均值修正协同克里格)、MCCOK_LU(中值修正协同克里格)分布比较破碎,但是反应的地类细节特征以及信息的丰富程度较好;MCCOK_LU 高值区相较于 MMCOK_LU 少,GWRK 的低值区最少,四者的分布中间值最多。

4 种方法所产生的高值均分别集中在大通县西北部、海晏县南部和湟源县西北部等地区,互助县中西部以及湟中县北部也有零星高值出现;其中大通县西北部、大通县与海晏县交界处的高值可以结合 DEM 图、土地利用图以及土壤类型图(图 1)进行分析,该区海拔相对较高,薛晓娟等^[21]的研究发现,海拔 3 400 m 以上土壤有机质含量开始急剧上升;且该区受人为因素影响小,多为林地和草地(动植物残体腐烂分解为腐殖质),所以该地区主要为 SOM 丰富的地区,且该区主要发育高山草甸土,通过青海土壤^[22]高山草甸土有机质含量在不同的区域差异较大但是普遍含量较高,这是因为高山草甸土的土壤形成过程慢,表层粗的有机质易于积累,所以有机质含量较高,该区土壤有机质含量大约在 38.8 g/kg 左右,预测结果与该值相符;在海晏县南部地区和湟源县西北部地区、互助县西部、西纳川、石崖庄主要分布栗钙土,部分山地草甸土与高山草甸土,该区栗钙土的土

壤有机质含量较高,分解微生物的能力较强^[14],根据青海土壤^[22]该区水热条件较好,土壤较为肥沃,土壤有机质在 40~55 g/kg 左右,预测结果在 50 g/kg 左右,两者大致相符,且土地利用类型主要是草地、林地、部分旱地和水浇地,草地、林地有机质含量丰富,而旱地作物生长周期比较短,施肥较多,所以 SOM 值会偏高;民和县西部、西南部、乐都县东南部主要土地利用类型为耕地与草地,栗钙土分布广,根据代子俊^[14]的研究,发现该区农作物产出率有所提高,离不开当地农民对农田的精细管理和施肥,所以增加了土壤有机质的含量,该区 SOM 含量大致在 55 g/kg 左右。有机质低值区主要出现在大通回族土族自治县西南部、民和县东南部、乐都县南部地区;民和县东南部,海拔最低,坡度相对较大且处于流域下游,如果遇有雨水,则对土壤的冲刷能力较大,而该区的栗钙土热量有余,水分不足,水热矛盾突出,SOM 含量低,不易积累,加之水土流失强^[22],所以会呈现出较低值;大通回族土族自治县西南部主要分布黑钙土与部分栗钙土,土地利用类型主要是坡旱地,海拔在 2 500~3 000 m 左右,土温较高,土壤的水分较适中,土地耕作后透气性加快,使 SOM 矿化加快,除此之外该地耕种时间长,耕层经常烧灰,土壤颜色变浅,表层的 SOM 含量有明显下降趋势^[22],所以该地有机质含量不是很高;其他地区有机质含量基本处于预测值中间水平,即 27 g/kg 左右。

水浇地区域有机质含量受水量的影响较大,丰水

期水储量大会加速土壤的分解,会产生更多的有机质,此时有机质比较丰富,但是研究区处于干旱半干旱区,降水变化大,水量不是很充足,且日照大蒸发快,所以水浇地的 SOM 含量随气候的不同而发生改变;

结合图 2 与图 1C 发现草地的有机质含量在大部分地区高于林地,通过文献^[23]发现主要原因是该地温性草原分布广,由放牧等人为因素影响较大,动物粪便等都会对 SOM 产生影响。

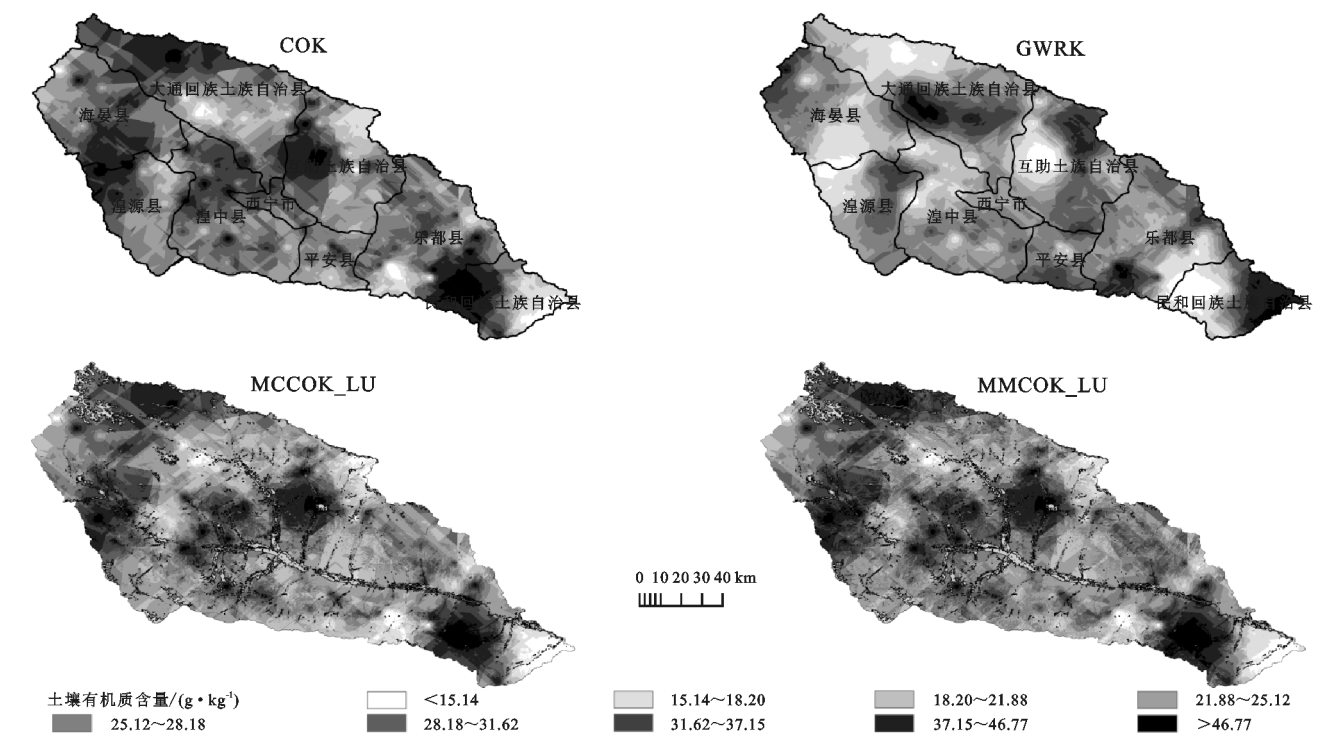


图 2 土壤有机质含量分布

3 讨论与结论

本研究表明复杂地形区的湟水流域 2016 年 SOM 平均含量为 34.16 g/kg,属于中等水平。变异系数为 90.90%,存在中等空间变异性,说明作为重要的农业区域,其土壤有机质同时受土壤母质、土壤类型以及土地利用管理方式、施肥等人类活动的共同影响。

对于地形复杂区,利用土地类型信息辅助研究土壤属性空间分布制图的文献还较少,本文除了考虑高程外,还将土地利用信息对 SOM 的影响结合到有机质空间变异性分析与空间制图中,研究表明,利用较易获取的土地利用类型研究 SOM 的空间变异性,能有效的降低空间异常值的影响,提升模型的预测精度,其插值精度均较高。所使用的 4 种方法中结合土地利用类型的中值修正协同克里格精度最高,其次为地理加权回归克里格、均值修正协同克里格、协同克里格,模型的准确度从高到低分别为 0.923,0.909,0.905,0.883,GWRK 相对 COK 提高 3.3%。本研究中的土地利用中值修正协同克里格制图精度要好于均值修正,这与吴子豪等^[19]研究土壤有机碳密度的空间异质性结果基本一致;文雯等^[7]在研究黄土丘陵

小流域时,中值修正克里格相对于未修正克里格准确度提升 0.042 4,本文中的中值修正克里格相对于未修正克里格准确度提升 0.040,稍低于前者的研究,原因可能是研究区相对于黄土丘陵区地形更加复杂,且研究中只考虑了 4 种土地利用类型,差异相对较小;本文利用协同克里格与辅助变量相结合,提高了模型的预测精度,与前人的研究结果一致^[24]。

地理加权回归克里格、协同克里格均能有效地对复杂地形区的湟水流域土壤有机质进行制图,但前者精度高于后者。协同克里格与土地利用类型结合后,中值协同克里格与均值协同克里格预测精度均稍高于普通协同克里格。因此,考虑土地利用类型信息的地统计学在复杂地形区土壤有机质制图是非常有效的。研究区的土地利用类型为 7 类,对 SOM 的贡献程度分别为:草地为 0.121,水浇地为 0.063,旱地为 0.035,林地为参照(将土地利用类型从名义变量转换为定量变量,做出土地利用类型的回归方程,得出土地利用方式的贡献程度),贡献程度最高的草地,采样点数仅占总样本数的 17%,小于一些学者^[7]的研究,采样点空间分布不均匀以及个别样本较少是本文的不足。除此之外本文未将定性变量考虑进地理加权

回归模型,目前的研究未能很好解决的这个问题,今后将对其进一步的研究。

参考文献:

[1] 黄昌勇.土壤学[M].北京:中国农业出版社,2000.

[2] 鲍丽然,周皎,李瑜,等.渝西北土壤有机质空间变异及影响因素分析[J].西南农业学报,2017,30(11):2541-2547.

[3] 朱阿兴.精细数字土壤普查模型与方法[M].北京:科学出版社,2008.1-50.

[4] 朱阿兴,杨琳,樊乃卿,等.数字土壤制图研究综述与展望[J].地理科学进展,2018,37(1):66-78.

[5] 赵永存,史学正,于东升,等.不同方法预测河北省土壤有机碳密度空间分布特征的研究[J].土壤学报,2005,42(3):379-385.

[6] 席江勇,郭瑛,禅忠祥.基于 GIS 的土壤有机质含量空间插值方法比较研究[J].科技论坛,2008,11(4):81-82.

[7] 文雯,周宝同,汪亚峰,等.基于辅助环境变量的土壤有机碳空间插值:以黄土丘陵区小流域为例[J].生态学报,2013,33(19):6389-6397.

[8] 顾成军,史学正,于东升.结合土地利用与克里格插值的区域土壤有机碳空间表征方法[J].水土保持研究,2014,21(2):39-46.

[9] 赵建华.基于 GIS 的兰州市土壤全氮和有机质空间变异性研究[D].兰州:甘肃农业大学,2008.

[10] Bell M J, Worrall F. Estimating a region's soil organic carbon baseline: The undervalued role of land-management[J]. Geoderma, 2009,152(1/2):74-84.

[11] 黄安,杨联安,杜挺,等.基于不同协变量 Cokriging 土壤养分空间预测精度研究:以陕西省蓝田县为例[J].水土保持研究,2014,30(10):133-142.

[12] 张仁铎.空间变异理论及应用[M].北京:科学出版社,2005:10-20.

[13] 杨顺华.基于空间回归模型的土壤有机质区域分布特征研究[D].武汉:华中农业大学,2016.

[14] 代子俊,赵霞,李德成,等.近 30 年湟水流域土壤全氮时空变异及影响因素[J].土壤学报,2018,55(2):338-350.

[15] 郭武.湟水流域水文特征[J].水文,1995(6):52-55.

[16] 李冠稳.基于可见—近红外光谱与回归技术的土壤有机质含量估算研究[D].西宁:青海师范大学,2018.

[17] 马慧娟,高小红,谷晓天.随机森林方法支持的复杂地形区土地利用/土地覆被分类研究[J].地球信息科学,2019,21(3):359-371.

[18] Dai J H, Yuan J. Comparison of univariate analysis of variance and multiple linear regression analysis [J]. Statistics and Decision, 2016(9):23-26.

[19] 吴子豪,刘艳芳,陈奕云,等.综合土地利用及空间异质性的土壤有机碳空间插值模型[J].应用生态学报,2018,29(1):238-246.

[20] 陈慕松,范晓晖,吴寿华.基于不同空间插值类型的耕地土壤有机质空间变异性分析[J].江西农业学报,2018,21(4):55-59.

[21] 薛晓娟,李英年,杜明远,等.祁连山东段南麓不同海拔土壤有机质及全氮的分布状况[J].冰川冻土,2009,31(4):642-649.

[22] 董旭,张胜邦,张更权.青海土壤[M].北京:中国农业出版社,2008:64-169.

[23] 辛玉春.青海省温性草原类草地的分布特征[J].青海草原,2014,23(1):35-43.

[24] 江叶枫,郭熙.基于协同克里格的耕层土壤速效钾空间异质性研究[J].浙江农业学报,2019,31(1):139-148.



(上接第 92 页)

[17] 唐雄朋,刘艳丽,张建云,等.气候变化下雅鲁藏布江拉孜以上流域径流过程模拟与预测[J].水文,2018,38(6):24-30.

[18] 张洪波,李哲浩,席秋义,等.基于改进过白化的 Mann-Kendall 趋势检验法[J].水力发电学报,2018,37(6):34-46.

[19] 韩熠哲,马伟强,王炳赞,等.青藏高原近 30 年降水变化特征分析[J].高原气象,2017,36(6):1477-1486.

[20] 管晓祥,刘悦,金君良,等.中国不同气候区典型流域的水文变化特性[J].华北水利水电大学学报:自然科学

版,2018,39(3):13-17.

[21] 王国庆,唐雄朋,刘佩瑶,等.山西省岚河流域水文气象要素演变及响应关系[J].华北水利水电大学学报:自然科学版,2017,38(4):67-70,83.

[22] 王国庆,金君良,林锦,等.山西省中西河流域降水径流演变特征及响应关系[J].水资源与水工程学报,2017,28(3):1-4.

[23] 管晓祥,张建云,鞠琴,等.多种方法在水文关键要素一致性检验中的比较[J].华北水利水电大学学报:自然科学版,2018,39(2):51-56.