

陕西省农田土壤有机质时空变异与驱动因子定量研究

王琦 常庆瑞 落莉莉 蒋丹垚 黄勇

(西北农林科技大学资源环境学院, 陕西杨凌 712100)

摘要: 为揭示土壤有机质(Soil organic matter, SOM)时空变异性与驱动因子响应机制,保障区域耕地可持续利用与粮食安全,应用地理探测器、地统计和重心偏移方法对陕西省 SOM 含量时空变异格局与驱动因子进行研究。结果表明:整体上,陕西省 2017 年 SOM 分布呈南高北低格局,平均含量(质量比)为 15.63 g/kg,较 2007 年提升 8.61%;空间上,2017 年 SOM 含量重心整体向西南偏移,陕南向西迁移,关中向东迁移,陕北向西南偏移;2017 年 SOM 含量空间变异主导驱动因子为土壤全氮含量(q 为 0.74);2007—2017 年间,土壤全氮含量、年平均气温、机械总动力对 SOM 含量空间变异的驱动力提升较大;2007—2017 年,自然与人文因素共同驱动 SOM 含量时空变异,但人类活动对两因素均具有重要影响。

关键词: 陕西省; 土壤有机质; 重心迁移; 地理探测器; 时空变异; 驱动因子

中图分类号: S153.6⁺2; S158 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-1298(2022)11-0349-11 **OSID:** 

Spatiotemporal Variation and Driving Factors for Cultivated Soil Organic Matter in Shaanxi Province

WANG Qi CHANG Qingrui LUO Lili JIANG Danyao HUANG Yong

(College of Natural Resources and Environment, Northwest A&F University, Yangling, Shaanxi 712100, China)

Abstract: Soil organic matter (SOM) is the leading factor of soil fertility and quality. Revealing the spatiotemporal variation and driving factors of SOM is the basis for studying sustainable use of cultivated land and food security. Geographic detector, geostatistics and center of gravity shift methods were applied to analyze the spatiotemporal variation distribution pattern and identify the driving factors of SOM content in Shaanxi Province. The results showed that the distribution of SOM showed a pattern of high in the south and low in the north in Shaanxi Province in 2017 overall, with an average content of 15.63 g/kg, an increase of 8.61% compared with that of 2007. Spatially, the center of gravity of SOM content shifted southwest, southern Shaanxi shifted westward, Guanzhong shifted eastward, and northern Shaanxi shifted southwest in 2017 compared with that in 2007; STN content ($q = 0.74$) was the leading driving factor of SOM content spatial variation, followed by county administrative division, municipal administrative division, annual precipitation, annual mean temperature, soil subtypes, and soil types, which q values were greater than 0.3 in 2017; during 2007—2017, the driving force of soil total nitrogen (STN) content, annual average temperature and total mechanical power on SOM content variation was increased significantly, q value was increased by 0.39, 0.21 and 0.18, respectively; from 2007 to 2017, natural and human factors jointly drove the spatiotemporal variation of SOM content, but human activities had an important impact on both factors.

Key words: Shaanxi Province; soil organic matter; shift of gravity center; geographic detector; spatiotemporal variation; driving factors

0 引言

土壤有机质(Soil organic matter, SOM)是土壤肥力和质量的主导因素,是植物矿质和有机营养物质的重要来源^[1-2]。受自然环境^[3-4](如气候、微生物、地形、成土母质、降水等)与人文因素^[5-7](如耕

作措施、施肥方式、政策等)的共同驱动,SOM 含量存在时空变异性^[8]。研究 SOM 含量时空变异特性及驱动因子是科学认识耕地土壤肥力的基础,对农业可持续发展具有重要意义^[8-9]。地统计方法是揭示 SOM 含量空间变异性的有效方法,在以往研究中已有广泛应用^[6,10]。

近年来,已有学者采用多元线性回归^[6]、主成分分析^[10]、冗余分析^[11]等进行 SOM 含量驱动因子研究。如 LIU 等^[6]利用多元线性回归发现沈阳市苏家屯边缘地区 1980—2010 年 SOM 含量的下降与农户土地利用目标和行为有密切关系;CHEN 等^[10]采用主成分分析与相关分析法,研究表明 2007 年和 2017 年种植制度变化、施肥差异和酸雨的减少是影响监利县土壤性质和肥力变化的重要原因;杨世琦等^[7]研究发现增施有机肥有利于 SOM 含量提升;赵明松等^[9]利用线性回归分析表明江苏省年平均气温、年降水量、土壤质地和 pH 值对 SOM 含量变异的解释力为 45.3%;卓志清等^[11]认为化肥施用强度和土地利用强度是影响土壤碳氮磷生态化学计量特征的重要人为因素。然而上述方法均需假设在整个时间序列中环境因子对 SOM 含量空间变异的影响为线性平稳,而 SOM 是在环境因子的复杂响应中形成的,该假设的结果可能与实际不相符^[12-15]。地理探测器(Geographic detector model, Geo-D)是一种度量事物空间分异性及驱动因素影响力的统计方法,无线性假设,可有效克服这一局限性^[13]。

陕西省作为我国重要的粮食产区,耕地 SOM 含量变异明显^[16]。且近年来积极推广测土配方施肥、农业机械化等措施^[17-18](截止 2017 年,测土配方施肥技术覆盖率达 95% 以上,秸秆机械化综合利用率达 82.6%),对 SOM 含量空间分布格局动态变化有重要影响。然而目前针对陕西省 SOM 含量时空变异性及驱动因素的研究较少,如严玉梅等^[4]探讨了 20 世纪 80 年代至 2017 年陕西省土壤养分空间分布现状及变化趋势。但由于 20 世纪 80 年代土壤养分数据存在局限性,未能获取空间属性信息,仅对土壤养分变化进行了描述性统计分析,缺乏 SOM 含量空间格局分析,且未对土壤养分驱动因素进行量化研究。

因此,本研究以陕西省 2007 年和 2017 年耕地 SOM 含量为研究对象,应用地理探测器模型定量分析 SOM 含量变异的驱动因子;同时,基于地理探测器结果,利用地统计学与重心偏移方法探讨 SOM 含量时空变异特性,为区域耕地利用与保护提供技术指导和政策参考。

1 材料与方法

1.1 研究区概况

陕西省地处 105° 29′ ~ 111° 15′ E、31° 42′ ~ 39° 35′ N 之间,幅员狭长,地貌类型多样。陕南以山地为主,山岭与河间盆地相间分布。黄土台塬与河流阶地构成了关中地区主要地貌特征。陕北包括黄土高原区和风沙滩地区,黄土高原区分布着黄土塬、黄土梁、黄土峁等特有地貌;风沙滩地区受风蚀和流沙堆积作用,交错分布着沙丘、河川地、滩地等^[19]。地跨北亚热、暖温、中温 3 个热量带,南北气候差异明显。降水与年平均温度随季节和地形变化而剧烈变化,总体表现为雨热同期,降水由南向北减少、温度由南向北降低^[20]。陕西省关中北部与陕北区域作物耕作制度多为一年一熟制,粮食作物主要为玉米、小麦和马铃薯;关中南部分布与陕南地区则多为一年两熟制,主要为小麦/油菜-玉米/水稻轮作^[21]。

1.2 数据来源及指标选取

土壤采样点实测数据(如土壤 pH 值、SOM 含量、全氮含量、碳氮比、有效磷含量、速效钾含量和熟制等)采用陕西省 2007 年(2005—2008 年)、2017 年(2015—2018 年)耕地质量监测点调查数据(图 1),其中 2017 年 629 个采样点与 2007 年重合,约占 2007 年采样点总数的 8.65%;施肥、机械总动力、粮食产量数据来源于 2007 年(2005—2008 年)和 2017 年(2015—2018 年)陕西省及各市(区)统计年鉴资料(<https://data.cnki.net/>);高程数据采用分辨率 30 m SRTM(Shuttle radar topography mission, <https://www.usgs.gov/>)数据;土壤图采用 1:500 000 省级单位土壤图和 1:50 000 县级单位土壤图;地貌类型图和气象数据均来源于中国科学院

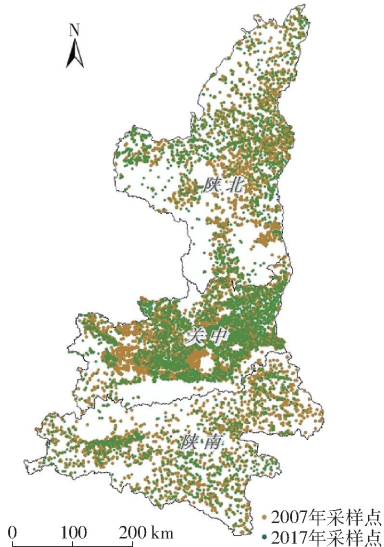


图 1 土壤采样点分布图

Fig. 1 Soil sampling sites distribution map

资源环境科学数据中心 (<http://www.resdc.cn/>)。

因子选取是基于地理探测器研究 SOM 含量空间变异驱动因素的关键,结合前人研究成果^[3,5]与数据可获取性,筛选出自然因素与人文因素两大类,共 18 个驱动因子(表 1)。针对数值型因子,利用专家经验知识和自然断点法并结合最大 q 值确定等级划分标准(表 2),使用 p 值进行显著性检验^[13]。

表 1 因子指标
Tab.1 Indicators of factors

类型	因子	指标	单位
气候 A	A ₁	年降水量	mm
	A ₂	年平均气温	℃
	A ₃	年日照时数	h
	地貌 B	B	地貌类型
	海拔 C	C	海拔
自然因素	土壤属性 D	D ₁	成土母质
		D ₂	土类
		D ₃	亚类
	土壤养分 E	E ₁	STN 质量比
		E ₂	碳氮比
		E ₃	pH 值
		E ₄	AP 质量比
		E ₅	AK 质量比
人文因素	行政区划 F	F ₁	市级
		F ₂	县级
	耕作措施 G	G ₁	熟制
		G ₂	机械总动力
		G ₃	化肥施用量

注:STN 表示土壤全氮 (Soil total nitrogen); AP 表示有效磷 (Available phosphorus); AK 表示速效钾 (Available potassium)。

1.3 研究方法

1.3.1 经典统计学

采用经典统计学参数最大值、最小值、平均值、标准偏差和变异系数(C_v)描述陕西省 SOM 含量的分布特征。其中,变异系数采用 Nielsen (1985 年)划分标准^[22],当 $C_v \leq 10\%$ 时,为弱变异; $10\% < C_v \leq 100\%$ 时,为中等变异强度; $C_v > 100\%$ 时,为强变异。对陕西省 SOM 含量进行了正态性检验,对偏度大、峰度高的严重非正态数据进行对数或平方根转换使其近似正态分布。

1.3.2 Geo - D

Geo - D 是度量变量关联性的一种归因方法^[13],可探测环境因子对 SOM 含量空间变异性的驱动力。用 q 值进行度量,计算式为

$$q = 1 - \frac{\sum_{h=1}^L N_h \sigma_h^2}{N \sigma^2}$$

(1)

式中 N_h ——子类型区 h 的单元数
 N ——全区单元数
 σ_h^2 ——SOM 含量在子类型区 h 的方差
 σ^2 ——SOM 含量在全区的方差
 q 的值域为 $[0,1]$,值越趋近于 1 表明因子与 SOM 含量空间分布越一致,因子驱动力越强,反之则越弱^[12-14]。

利用风险区探测工具判断两个子区域 SOM 含量均值是否具有显著差异性^[13],采用 t 统计量检验。

表 2 因子分级标准
Tab.2 Classification criterion of factors

因子	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
A_1/mm	>913.0	802.9 ~ 913.0	700.0 ~ 802.9	622.8 ~ 700.0	568.3 ~ 622.8	515.9 ~ 568.3	448.6 ~ 515.9	≤ 448.6		
$A_2/^{\circ}\text{C}$	>15.02	13.71 ~ 15.02	12.52 ~ 13.71	11.43 ~ 12.52	10.45 ~ 11.43	9.67 ~ 10.45	<9.67			
A_3/h	$>2\,564$	2\,391 ~ 2\,564	2\,197 ~ 2\,391	2\,027 ~ 2\,197	1\,884 ~ 2\,027	1\,713 ~ 1\,884	$\leq 1\,713$			
C/m	≤ 454	454 ~ 590	590 ~ 726	726 ~ 864	864 ~ 1\,000	1\,000 ~ 1\,132	1\,132 ~ 1\,279	1\,279 ~ 1\,457	1\,457 ~ 1\,674	$>1\,674$
$E_1/(\text{g}\cdot\text{kg}^{-1})$	>1.48	1.18 ~ 1.48	0.97 ~ 1.18	0.79 ~ 0.97	0.61 ~ 0.79	0.43 ~ 0.61	0.26 ~ 0.43	≤ 0.26		
E_2	>30.15	14.96 ~ 30.15	12.43 ~ 14.96	11.34 ~ 12.43	10.07 ~ 11.34	9.32 ~ 10.07	8.65 ~ 9.32	7.62 ~ 8.65	6.10 ~ 7.62	≤ 6.10
E_3	≤ 6	6 ~ 7	7 ~ 8	8 ~ 9	>9					
$E_4/(\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1})$	>50	40 ~ 50	30 ~ 40	20 ~ 30	15 ~ 20	10 ~ 15	5 ~ 10	≤ 5		
$E_5/(\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1})$	>300	250 ~ 300	200 ~ 250	150 ~ 200	100 ~ 150	60 ~ 100	30 ~ 60	≤ 30		
$G_2/(\text{kW}\cdot\text{hm}^{-2})$	>19.50	14.87 ~ 19.50	11.76 ~ 14.87	9.65 ~ 11.76	8.47 ~ 9.65	7.05 ~ 8.47	5.75 ~ 7.05	4.12 ~ 5.75	2.50 ~ 4.12	≤ 2.50
$G_3/(\text{kg}\cdot\text{hm}^{-2})$	$>2\,812.5$	1\,948.5 ~ 2\,812.5	1\,285.5 ~ 1\,948.5	990.0 ~ 1\,285.5	777.0 ~ 990.0	552.0 ~ 777.0	337.5 ~ 552.0	196.5 ~ 337.5	109.5 ~ 196.5	≤ 109.5

1.3.3 重心迁移

重心迁移可以直观反映同一研究范围内不同时期 SOM 含量的空间变化^[23]。通过计算陕南、关中、陕北各区域 SOM 含量重心与各 SOM 含量丰缺度重心迁移位置,模拟陕西省 SOM 含量时空动态变化趋势,计算式为^[24]

$$\left\{\begin{aligned}\bar{X}_f &= \frac{\sum_{i=1}^n (S_i K_i x_i)}{\sum_{i=1}^n (S_i K_i)} \\ \bar{Y}_f &= \frac{\sum_{i=1}^n (S_i K_i y_i)}{\sum_{i=1}^n (S_i K_i)}\end{aligned}\right. \quad (2)$$

式中 $\bar{X}_f, \bar{Y}_f$ —— f 年 SOM 含量的重心坐标
 x_i, y_i —— f 年耕地图斑 i 重心坐标
 S_i ——耕地图斑 i 的面积
 K_i ——耕地图斑 i 的 SOM 含量
 n ——参与统计的耕地图斑数量

1.3.4 地统计

使用多元逐步回归模型量化 SOM 含量与相关环境因子之间的回归关系,获取回归预测空间分布和回归残差。对回归残差进行普通克里金插值获取残差的空间分布。将回归预测空间分布图与残差空间分布图进行空间加运算,最终得到陕西省 SOM 含量空间分布图。半变异函数是克里金插值的基础^[6],计算式为

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} (Z_i(x_i) - Z_i(x_i + h))^2 \quad (3)$$

式中 $\gamma(h)$ ——变量 Z_i 在任意位置 i 处和与其相隔距离 h 的 $x + h$ 处的半方差

$Z_i(x_i)$ ——在位置 x_i 处的观测值
 $Z_i(x_i + h)$ ——在位置 $x_i + h$ 处的观测值
 $N(h)$ ——间距为 h 的区域化变量 $Z_i(x_i)$ 和 $Z_i(x_i + h)$ 的样点对数

本研究半变异函数计算采用高斯模型,并基于该函数进行残差克里金插值。

模型预测精度采用十折交叉验证法评估。数据集分为 10 份,依次将其中 9 份作为训练集进行训练,1 份作为验证集进行检验,并将 10 次检验结果均值作为算法精度的估计^[25]。

为消除量纲影响,采用回归分析方法前对数据进行标准化处理^[26]。其次,采用空间概率函数表达分类变量的空间变异特征,并将其纳入回归分析^[27]。计算式为^[28]

$$p(h) = \frac{1}{n(h)} \sum_{i=1}^{n(h)} \Omega[S(x_i) \neq S(x_i + h)] \quad (4)$$

其中

$$\Omega[S(x_i) \neq S(x_i + h)] = \begin{cases} 1 & (S(x_i) \neq S(x_i + h)) \\ 0 & (S(x_i) = S(x_i + h)) \end{cases} \quad (5)$$

式中 $p(h)$ ——相距 h 距离下的两个点 x_i 和 $x_i + h$ 处,变量属于不同两个类别的概率

$\Omega[S(x_i) \neq S(x_i + h)]$ ——指示性函数

2 结果与分析

2.1 SOM 含量统计分析

统计结果表明(表 3),2017 年陕西省 SOM 平均含量(质量比)为 15.63 g/kg,较 2007 年提升 8.61%。2007 年与 2017 年 SOM 含量变异系数均介于 10%~100%,属中等变异强度,但 2017 年 SOM 含量变异程度较 2007 年有所升高。

表 3 2007—2017 年陕西省 SOM 含量描述性统计

Tab.3 Descriptive statistics of SOM from 2007 to 2017 in Shaanxi Province

年份	区域	样本数	最大值/ (g·kg ⁻¹)	最小值/ (g·kg ⁻¹)	平均值/ (g·kg ⁻¹)	标准差/ (g·kg ⁻¹)	变异系数/ %	峰度	偏度
2007	陕西省	7 275	53.70	0.35	14.40	6.44	44.71	4.91	0.89
	陕南	1 310	53.70	1.52	20.26	6.59	32.53	4.88	0.99
	关中	3 964	47.10	1.28	15.40	4.80	31.17	4.39 ^a	-0.41 ^a
	陕北	2 001	46.70	0.35	8.60	4.34	50.47	4.44 ^b	0.64 ^b
2017	陕西省	4 878	59.42	1.41	15.63	7.76	49.65	3.74 ^a	-0.66 ^a
	陕南	897	59.38	4.95	22.50	9.62	42.76	3.03 ^a	-0.15 ^a
	关中	2 490	59.42	2.25	17.20	5.28	30.70	6.11 ^b	0.48 ^b
	陕北	1 491	33.20	1.41	8.80	4.22	47.95	3.53 ^a	-0.32 ^a

注:a 和 b 分别表示数据经过了对数转换和平方根转换,下同。

空间分布上,2007 年和 2017 年陕西省 SOM 含量总体呈南高北低。与 2007 年相比,2017 年陕北 SOM 含量变幅缩小,而陕南和关中地区 SOM 含量变幅扩大(表 3)。此外,仅陕北 SOM 含量最大值降

低,其他区域最大值、最小值均有提高。

2.2 驱动力分析

通过“因子探测”模块分析各因子对 2007 年和 2017 年 SOM 含量空间变异的驱动程度。结果表明

(图 2), 陕西省 SOM 含量空间变异主要驱动因子包括县级行政区划和市级行政区划, 但 2017 年新增主要因子 STN 含量。行政区划在 2007 年和 2017 年均具有较高的驱动力, 可能是由于行政区划是人类活动对 SOM 含量空间变异综合作用的表现^[22]。

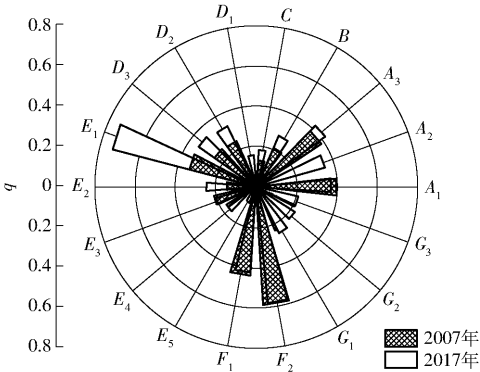


图 2 陕西省 SOM 空间变异驱动因子 q 值
Fig. 2 q values of driving factors of SOM in Shaanxi Province

2007 年 SOM 含量空间变异主要驱动因子为县级行政区划 (q 为 0.59)、市级行政区划 (q 为 0.44)。其次为年降水量 (q 为 0.40)、年日照时数 (q 为 0.38)。STN 含量、亚类、土类的 q 值介于 0.25~0.34, 驱动力超过 25%。其他驱动因子 q 值均在 0.25 以下, 对 SOM 含量空间变异影响较低。

2017 年 STN 含量的 q 值最高 (0.74), 是 SOM 空间变异的主导驱动因子, 与 2007 年相比提高了 0.39。其次, 县级行政区划 (0.58)、市级行政区划 (0.43) 以及年日照时数 (0.42) 的 q 值均达到 0.40

以上, 与 2007 年相比变化较小。年降水量、年平均气温、亚类、土类等因子的 q 值均在 0.30 以上。其中, 年降水量的 q 值与 2007 年基本持平, 年平均气温、亚类、土类的 q 值提升 0.21、0.10、0.09。此外, 尽管机械总动力的 q 值较低, 但与 2007 年相比提升较大, q 值提升 0.18。

综合来看, 土壤养分 (STN 含量、碳氮比)、行政区划、气候条件 (年降水量、年平均气温、年日照时数)、土壤类型 (土类、亚类) 等因素对 2007、2017 年 SOM 含量空间变异均具有较高的影响力。

2.3 SOM 含量的回归分析与空间分布格局

多元逐步回归方法可进一步量化 SOM 含量与相关环境因子之间的关系。本研究选取 q 值大于 0.1 的环境因子作为因变量探讨 SOM 含量空间变异趋势, 其中由于缺乏全省成土母质专题图, 未将其纳入回归分析。陕西省南北地形多变、气候差异较大, 因此本研究对陕南、关中和陕北分别建立 SOM 含量的线性回归模型, 并采用十折交叉验证法评估模型精度。结果表明 (表 4), SOM 含量的预测线性模型的变量和系数均具有时空差异性。其中, 2017 年预测方程对 SOM 含量空间变异的解释力普遍高于 2007 年, 解释力均在 82.45% 以上。同时, 各预测方程中土壤全氮含量与碳氮比的系数均较高, 表明其与 SOM 含量相关性较高, 与前文地理探测器结果一致。然而方程中行政区划的系数较小, 与地理探测器结果存在差异, 可能由于多元逐步回归方法未考虑数据空间信息导致。

表 4 陕西省 SOM 最优回归模型及其参数

Tab. 4 Regression models and corresponding parameters of SOM in cultivated land of Shaanxi Province

年份	地区	线性结构模型	RMSE/ ($\text{g}\cdot\text{kg}^{-1}$)	R^2
2007	陕南	$SOM = -14.0451 + 49.2847E_1^{***} + 5.0991E_4^{**} + 2.9386A_3^{**} + 87.0352E_2^{***} + 10.6469A_1^{***} + 3.3405F_2^{***}$	3.601	0.7017
	关中	$SOM^b = 2.01703^{***} - 0.28219E_3^{***} + 4.89806E_1^{***} + 0.42554E_4^{***} - 0.25188A_3^{***} + 11.01634E_2^{***} - 0.31758F_1^{***} - 0.22675B^{***}$	0.3566	0.6298
	陕北	$SOM^a = -0.32141 + 0.47183E_3^{***} + 1.57181E_1^{***} + 0.46985E_4^{***} + 1.09404A_3^{***} + 5.86543E_2^{***} + 1.97754A_1^{***} + 0.57530C^{***} - 0.13249F_2^{**} - 0.23386F_1^{***} - 0.44054D_2^{**}$	0.2799	0.6837
2017	陕南	$SOM^a = 1.66082 + 0.11635D_3^{**} + 2.23614E_1^{***} + 2.93271E_2^{***} - 0.31545C_3^{***}$	0.1567	0.8633
	关中	$SOM^b = 0.64807 - 0.12733D_3^{***} + 0.25037D_2^{***} + 5.65915E_1^{***} + 12.07329E_2^{***} - 0.12152G_2^{***} + 0.14181A_2^{***}$	0.1813	0.9137
	陕北	$SOM^a = 0.50548 - 0.09862F_2^{**} + 0.10990D_3^{**} - 0.78549E_3^{***} + 5.38176E_1^{***} + 5.38570E_2^{***} - 0.36956C^{***} - 0.30601G_3^{***} + 0.26112G_2^{***} + 0.59172A_2^{**} + 0.67344A_3^{***}$	0.2005	0.8245

注: *、**、*** 分别表示回归系数在 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 和 $p < 0.001$ 水平上显著。

利用上述回归模型与残差克里金结合对陕西省 SOM 含量空间分布进行预测 (图 3a、3b)。十折交叉验证表明, 2007 年陕南、关中和陕北 SOM 含量预

测精度分别为 0.92、0.86、0.86, 2017 年 SOM 含量预测精度分别为 0.98、0.94、0.97, 均较回归模型有所提高。表明引入残差克里金提高了模型对 SOM

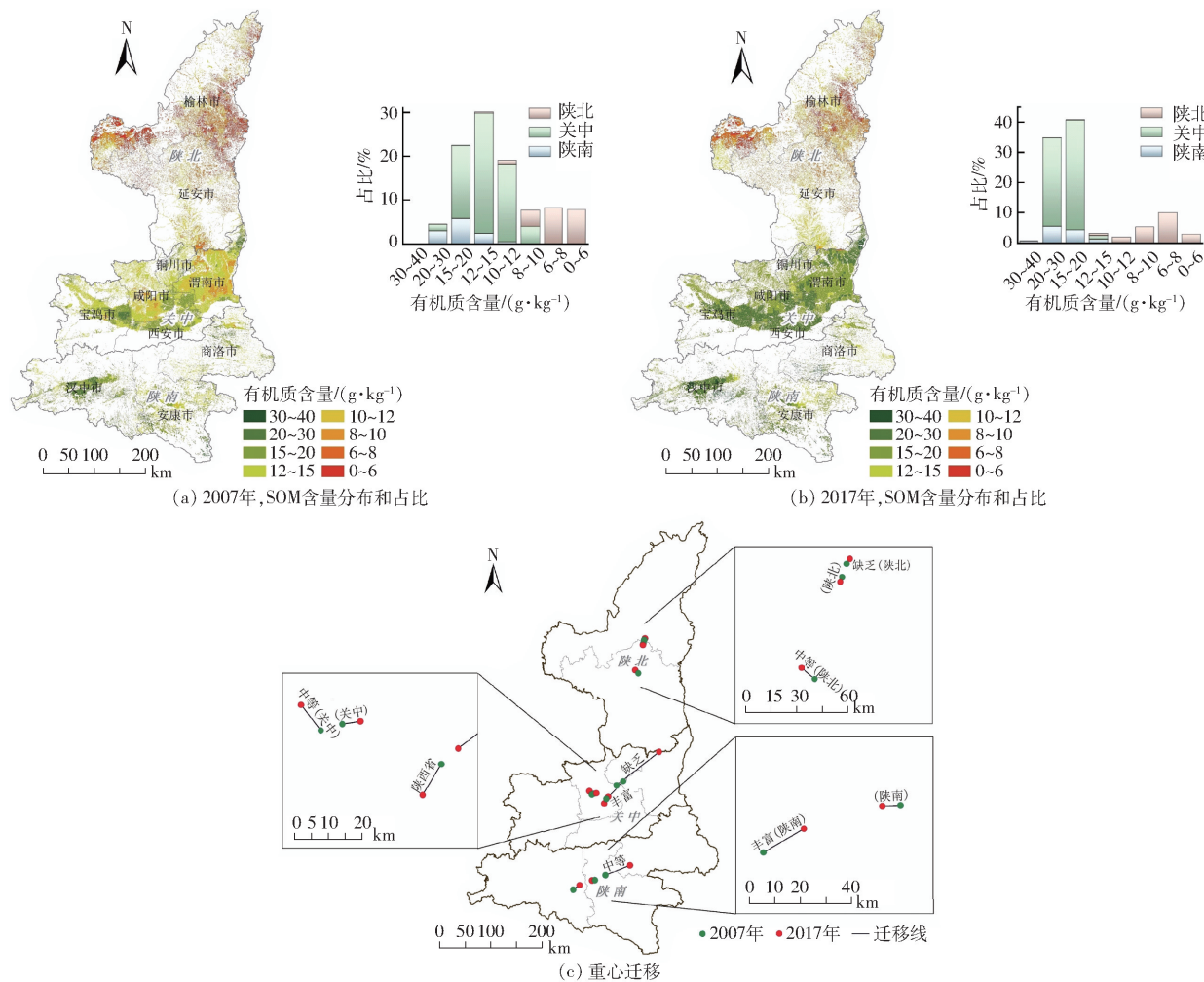


图3 陕西省2007年和2017年耕地SOM含量分布与重心迁移

Fig.3 SOM content distribution maps of cultivated land and center of gravity migration in Shaanxi Province in 2007 and 2017

含量空间分异的预测精度。

由图3b可知,2017年陕西省SOM含量空间分布南北差异较大。依据陕西省第二次土壤普查有机质分级标准^[16],将SOM含量分为9个等级。省内第1、2、3、4等级主要集中在陕南、关中地区;5、6、7、8等级主要分布在陕北,关中地区有零散分布。其中,第1等级区域主要集中在汉中市,在商洛市西部与渭南市东北部有少许分布;第2、3等级区域主要集中在陕南与关中地区;第4等级主要分布在安康市中东部、商洛市东部、延安市南部,在其他区域有零散分布;第5等级主要集中在延安市南部与榆林市中部;第6等级集中分布在延安市北部和榆林市;第7、8等级则主要分布在延安市北部以及榆林市境内。与严玉梅等^[4]研究结果相似,陕北地区降水不足,有机质分解速度快,难于积累;而关中与陕南地区,降水量相对丰富,且陕南地区重视粮油作物倒茬,导致有机质含量明显高于陕北与关中地区。

2.4 SOM含量时空变异及重心迁移分析

为探讨2007—2017年陕西省SOM含量时空变

异特性,结合第二次土壤普查有机质分级标准^[29]与空间分布现状,将SOM含量按丰缺度进一步划分为丰富(>20 g/kg)、中等(10~20 g/kg)、缺乏(0~10 g/kg)3类。

整体上,2017年SOM含量较2007年有所提升(图3a、3b、4a)。2017年SOM含量丰富的耕地转入量达27 258.22 km²,SOM含量中等区域转出量最大,为22 505.99 km²,其次SOM含量缺乏区域转出量为4 752.23 km²。空间上,丰缺度提升区域主要分布在陕南以及关中地区,在此作用下导致2007—2017年间陕西省SOM含量重心向西南偏移(图3c)。

从各区域看,陕南地区2017年SOM含量处于中等以上水平(图4b)。2007—2017年间SOM含量丰富的耕地转入量(3 061.67 km²)高于转出量(362.08 km²),表明该区域SOM含量总体呈上升趋势,但部分区域有所下降。空间上,陕南SOM含量重心向西偏移。其中,由于汉中市、安康市东南部 and 商洛市东部区域SOM含量丰富耕地转入,以及商洛市东部和安康市东部区域SOM含量的降低,导致

SOM 含量丰富重心向西偏移,中等重心向东偏移 53.48 km。

关中地区 2017 年 99.77% 的耕地 SOM 含量处于中等水平(图 4b)。2007—2017 年间 SOM 含量中等耕地转入量(3 040.04 km²)占该类别总量的 0.09%;丰富耕地转入量(24 688.21 km²)占该类别总量的 95.46%。空间上,SOM 含量中等耕地主要转入区域为渭南市中部与西北部以及咸阳市中部(2 925.16 km²),此外,关中地区北部 SOM 含量中等区域 SOM 含量有所提升,在此共同作用下 SOM 含量中等重心向西北偏移 8.80 km;西安市中部、东北部和咸阳市南部以及宝鸡市中东部是 SOM 含量丰富耕地转入的主要区域,面积达 20 179.93 km²,导致 2017 年 SOM 含量丰富重心西移。2007 年 SOM 含量缺乏的耕地仅渭南市北部极少部分 SOM 含量丰缺度未改变,其余耕地 SOM 含量均提升至中等,导致 2017 年 SOM 含量缺乏重心向东北出现偏移。关中地区 SOM 含量重心受各区域 SOM 含量时空变异的影响向东偏移 4.45 km。

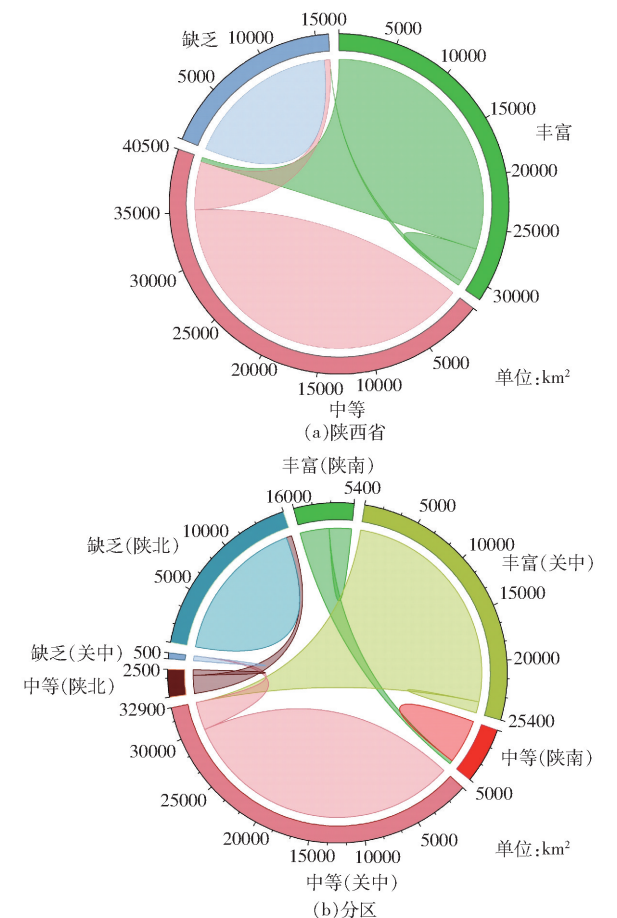


图 4 陕西省 2007—2017 年间各 SOM 含量丰缺度土地转移图

Fig. 4 Land transfer map of different SOM contents in Shaanxi Province from 2007 to 2017

陕北地区 2017 年 SOM 含量以缺乏为主

(图 4b)。空间上,2007—2017 年间榆林市西南、西北部与延安市中南部区域 SOM 含量由缺乏提升至中等,导致中等重心向西北偏移;延安市中部与榆林市北部区域 SOM 含量由中等降低至缺乏,导致缺乏重心向东北偏移,但由于面积较小(560.24 km²),对缺乏重心影响较弱,偏移距离仅为 3.39 km。受西部 SOM 含量升高与中北部降低的影响,陕北 SOM 含量重心整体向西南偏移。

SOM 含量是土壤肥力的主导因素,对作物产量具有重要影响^[30]。王立刚等^[31]研究发现,长期施用有机肥可以促进干物质积累,持续稳定提升作物产量。据陕西省统计年鉴资料显示,总体上 2007—2017 年陕西省粮食、水果产量均有所提升。其中,陕南汉中市东部、安康市与关中地区的渭南市、咸阳市北部以及陕北榆林市西部、延安市北部粮食产量提升较大(1.029 8 ~ 12.875 6 万 t);陕南安康市、汉中市东部与关中咸阳市、渭南市、西安市、铜川市以及陕北延安市南部水果产量提升较大,均超过 10 万 t。综上,陕南中南部、关中中东部与陕北南部区域主要农作物产量提升较为明显,与前文 SOM 含量重心偏移趋势一致。

3 讨论

SOM 含量变异受自然与人文因素共同作用,2017 年主要驱动因子影响力($q \geq 0.30$)由大到小依次为:STN 含量、县级行政区划、市级行政区划、年日照时数、年降水量、年平均气温、亚类、土类。由于 2007—2017 年间机械总动力驱动力提升较高,因此本研究仅探讨上述主要因子与机械总动力对 SOM 含量变异的驱动机制。

3.1 STN 含量

陕西省 2017 年耕地不同等级 STN 含量间差异性显著,且 SOM 含量随 STN 含量的升高呈增大趋势。当 STN 含量大于 1.48 g/kg 时,SOM 含量最高(图 5a,图中 * 表示 $p < 0.05$ 显著性差异),该部分区域主要分布在陕南地区以及宝鸡市、西安市、咸阳市等关中地区。关中地区 STN 含量主要集中在 0.61 ~ 1.18 g/kg,略低于陕南地区,高于陕北地区(≤ 0.61 g/kg),与陕西省 SOM 含量空间分布基本一致,进一步表明 STN 与 SOM 含量密切相关。

2007—2017 年间,STN 含量 q 值由 0.34 提升至 0.74。可能由于早期农业集约化经营,为追求高产,农民大量施入化肥,一方面驱动土壤速效氮的增加,提升 STN 含量;另一方面过量化肥施入可能引起土壤性状恶化^[32],SOM 含量下降,进而导致 STN 含量与 SOM 含量协同性较差。2007—2017 年间,政府

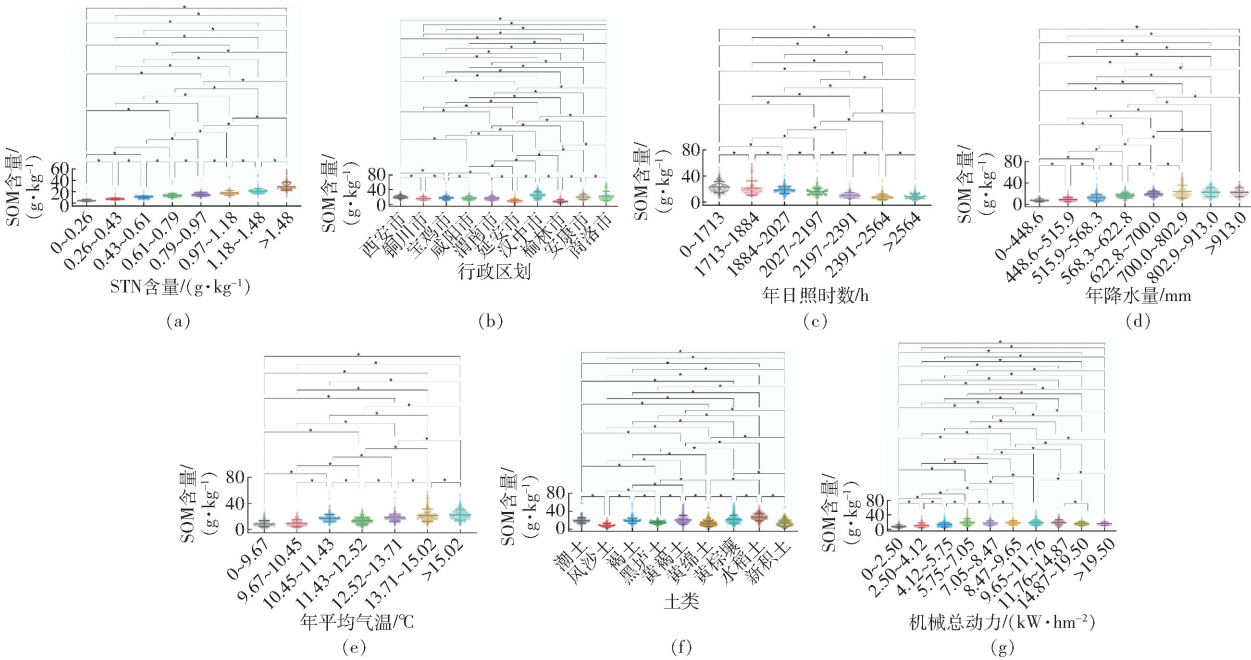


图5 驱动因子各分区 SOM 含量及均值统计显著性

Fig.5 Statistical significance of SOM content and mean value of each district of driving factors

积极推广“秸秆还田,秸秆禁烧”、“测土配方施肥”、“增施绿肥、堆肥”等多项举措,使土壤耕层结构有所改善,有机肥占比增大^[17-18,33],导致 STN 含量对 SOM 含量的影响力 q 值有所提升。

3.2 行政区划

陕西省 2017 年县级行政区划对 SOM 含量影响力比市级高,但 q 值差异较小(图 2),同时考虑县级单元较多,本研究对行政区划的分析选用市级(图 5b)。除安康市与西安市、铜川市与咸阳市和渭南市、咸阳市与渭南市之间 SOM 含量差异性较弱,其他城市间 SOM 含量差异性显著。陕南地区城市 SOM 含量普遍较高,关中城市居中,陕北较低,与上文结果表现一致。

2007—2017 年间,行政区划对 SOM 含量的影响力 q 值基本保持不变,可能由于行政区划内部政策、培肥模式、耕作等因素趋同,导致 SOM 含量空间分布呈区域性特征^[12]。

3.3 年日照时数

日照时数通过改变作物光合作用影响作物长势,进而驱动土壤 SOM 含量空间变异^[9]。2017 年陕西省年日照时数为 1 461.5 ~ 2 742.92 h, SOM 含量随年日照时数的升高而降低,当年日照时数低于 1 713 h 时, SOM 含量最高(图 5c)。当年日照时数高于 2 564 h 时, SOM 含量高于年日照时数为 2 391 ~ 2 564 h 区域,与上述年日照时数和 SOM 含量关系不一致。这是由于年日照时数高于 2 564 h 区域主要为农牧交错带与风沙滩地,年降水量少,且年平均气温低,虽然有机物投入低,但低温干燥条件

限制了 SOM 的分解,有利于 SOM 的累积^[16]。

2007—2017 年间年日照时数有所减少,但 q 值差异较小,这与陕西省日照时数较高,光合有效辐射已基本满足作物生长需求^[21],而年降水量、年平均气温等气候因子成为作物生长的相对限制因素有关^[34-35]。综上,年日照时数的高驱动力 q 值是气候因素综合作用的结果。

3.4 年降水量

陕西省 2017 年年降水量和 SOM 含量呈正相关关系(图 5d),与赵业婷^[22]、赵明松等^[9]研究结果一致。陕西省南部地区年降水量普遍大于 700 mm,区域内 SOM 含量较高、差异较小,且与其他年降水量等级 SOM 含量差异性显著。关中与陕北地区年降水量分别为 515.9 ~ 700.0 mm、0 ~ 515.9 mm,低于陕南地区,各年降水量等级间 SOM 含量表现出显著性差异。

2007—2017 年间,陕西省各区域 SOM 含量时空变异与年降水量变化的协同性较差。汉中市、宝鸡市西南部、安康市西部等区域年降水量均呈减少趋势,但 SOM 含量呈不同程度升高或降低趋势。表明尽管 SOM 含量空间变异受年降水量的影响力较大,但年降水量的变化对 SOM 含量时空变异的驱动力受其他因素影响有所减弱。

3.5 年平均气温

通常情况下,年平均气温越高的区域有机质含量越高^[9]。2017 年陕西省年平均气温和 SOM 含量变化规律与上述一致,且各年平均气温等级间 SOM 含量普遍差异性显著(图 5e),但陕南地区以及关中

西安市西部、咸阳市西南部等区域年平均气温高于 13.71°C , 其 SOM 含量差异较小。关中其他区域年平均气温较低, 普遍介于 $10.45 \sim 13.71^{\circ}\text{C}$, 陕北地区年平均气温最低 ($0 \sim 10.45^{\circ}\text{C}$), 年平均气温总体呈南高北低趋势, SOM 含量也随之降低。

2007—2017 年间, 陕西省大部分年平均气温升高区域, SOM 含量呈升高趋势, 气温升高有利于植被生长, 进而提高植物残体的数量, 有利于土壤有机质的输入^[9]。然而, 部分区域 SOM 含量时空变异与气温变化的协同性较差, 表明年平均气温对 SOM 含量时空变异具有一定的影响力, 但 SOM 时空变异同时受其它因子的作用。

3.6 土壤类型

不同土壤类型形成过程及其理化性质的差异, 导致其 SOM 含量水平差异较大^[36]。陕西省 2017 年土类与亚类对 SOM 含量均具有较高影响力, 但 q 值差异较小(图 2), 因此本研究仅分析土类对 SOM 含量的影响(图 5f)。陕西省土壤类型丰富, 陕南土类以黄棕壤、黄褐土、水稻土为主, 关中地区以褐土和黄绵土为主, 黑垆土、新积土和潮土也有零散分布; 陕北地区则多为黄绵土, 西北部风沙滩地区则分布着风沙土。其中黄棕壤与黄褐土、潮土与褐土间 SOM 含量差异性较小, 平均含量分别为 21.21 、 20.91 、 18.85 、 18.24 g/kg ; 其余土类 SOM 含量差异性显著, 水稻土 SOM 含量最高 (26.81 g/kg), 风沙土最低 (8.42 g/kg)。

2007—2017 年间, 土类驱动力 q 值提升了 0.10 。调查结果显示各土壤类型间主栽作物有所差异, 如水稻土主栽作物为水稻、水稻-油菜轮作; 黄绵土为玉米、玉米-小麦轮作、果树; 而风沙土为马铃薯和玉米。近年秸秆还田、作物留茬种植等一系列举措的实施, 受土类间主栽作物的影响其秸秆还田量具有一定的差异性^[37], 这间接提升了土壤类型对 SOM 含量空间变异的驱动力。

3.7 机械总动力

陕西省关中地区机械总动力水平较高, 普遍为 $4.12 \sim 19.50 \text{ kW/hm}^2$, 而陕南和陕北地区受地形地貌条件限制, 机械总动力水平较低, 分别主要集中在 $4.12 \sim 14.87 \text{ kW/hm}^2$ 、 $0 \sim 4.12 \text{ kW/hm}^2$ 。总体上, 2017 年机械总动力小于 14.87 kW/hm^2 时, SOM 含量随机械总动力增大呈升高趋势(图 5g)。这是由于农业机械化的普及以及水平的提高, 有助于耕地集中化、规范化作业, 有效遏制焚烧秸秆现象, 推进秸秆还田, 提升 SOM 含量^[38]。然而, 当机械总动力

大于 14.87 kW/hm^2 时, SOM 含量降低, 可能是由于该部分采样点多为种植猕猴桃、苹果以及冬枣等的耕地。果园通常比小麦、玉米等耕地的机械化水平低^[17-18,39], 而本研究以全县平均机械化总动力代替采样点位, 对该部分区域代表性较差, 进而导致 SOM 含量与机械化总动力协同性较低。

2007—2017 年陕西省大力推动秸秆综合利用机械化, 实现免耕硬茬播种^[17-18]。据统计结果显示, 陕西省 2017 年平均机械化水平为 0.59 kW/hm^2 , 较 2007 年提高了 0.25 kW/hm^2 。同时, 随着土地流转利好政策的推出与实施, 2016 年陕西省逐步实现土地分散向规模化转变, 土地流转面积达 812.53 hm^2 ^[17]。人均耕地面积的提升, 有利于政府农业政策的实施和耕地的统一管理, 进一步推动农业机械化进程以及田间施肥量的管控^[40], 以上政策的实施导致 2017 年机械总动力 q 值增大。

综上, 陕西省 2007—2017 年间 SOM 含量时空变异受自然环境与人类活动共同作用。自然因素对 SOM 含量时空变异的影响力基本保持平稳, 但部分因子(如 STN 含量、年平均气温、土壤类型等)影响力有所提升; 而人类活动通过耕作措施直接驱动 SOM 含量空间变异, 或影响自然因素间接驱动 SOM 含量空间变异, 对 SOM 含量时空变异具有重要作用。

4 结论

(1) 2017 年陕西省 SOM 含量空间分布呈南高北低格局, 平均含量为 15.63 g/kg , 较 2007 年提升 8.61% 。

(2) 陕西省 SOM 含量各丰缺度耕地面积与 2007 年基本保持不变。空间上, 2017 年 SOM 含量重心整体向西南偏移。其中, 陕南 SOM 含量重心向西迁移, 关中东向东迁移, 陕北向西南偏移。

(3) 2017 年 SOM 含量空间变异主要驱动因子依次为: STN 含量、县级行政区划、市级行政区划、年降水量、年平均气温、亚类、土类, q 值均大于 0.3 。其中, STN 含量 ($q = 0.74$) 是驱动 SOM 含量空间变异的主导因子。

(4) 与 2007 年相比, 2017 年 STN 含量、年平均气温、机械总动力对 SOM 含量的驱动力提升较大, q 值分别提升 0.39 、 0.21 、 0.18 。

(5) 2007—2017 年间, 陕西省 SOM 含量时空变异受自然因素与人文因素共同作用, 但人类活动对两因素均具有重要影响。

参考文献

- [1] VARVEL G E, LIEBIG M A, DORAN J W. Soil organic matter assessments in a long-term cropping system study[J]. *Communications in Soil Science and Plant Analysis*, 2002, 33(13-14):2119-2130.
- [2] 李名伟,朱庆辉,夏晓蒙,等. 基于多传感器人工嗅觉系统的土壤有机质含量检测方法[J]. *农业机械学报*, 2021, 52(10):109-119.
- LI Mingwei, ZHU Qinghui, XIA Xiaomeng, et al. Detection method of soil organic matter based on multi-sensor artificial olfactory system[J]. *Transactions of the Chinese Society for Agricultural Machinery*, 2021, 52(10):109-119. (in Chinese)
- [3] MOORE I D, GESSLER P E, NIELSEN G A E, et al. Soil attribute prediction using terrain analysis[J]. *Soil Science Society of America Journal*, 1993, 57(6):1548.
- [4] 严玉梅,李水利,李茹,等. 陕西省耕地土壤养分现状与分布特征[J]. *土壤通报*, 2019, 50(6):1298-1305.
- YAN Yumei, LI Shuili, LI Ru, et al. Current situation and distribution characteristics of soil nutrients in cultivated land of Shaanxi Province[J]. *Chinese Journal of Soil Science*, 2019, 50(6):1298-1305. (in Chinese)
- [5] MO F, HAN J, WEN X, et al. Quantifying regional effects of plastic mulch on soil nitrogen pools, cycles, and fluxes in rain-fed agroecosystems of the Loess Plateau[J]. *Land Degradation & Development*, 2020, 31(13):1675-1687.
- [6] LIU H B, LI S T, ZHOU Y P. Spatial-temporal variability of soil organic matter in urban fringe over 30 years: a case study in Northeast China[J]. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2020, 17(1):1-22.
- [7] 杨世琦,韩瑞芸,王永生,等. 猪粪还田对土壤硝态氮淋失的影响研究——以黄灌区稻旱轮作制为例[J]. *中国环境科学*, 2016, 36(2):492-499.
- YANG Shiqi, HAN Ruiyun, WANG Yongsheng, et al. Effect of swine manure application to soil nitrate leaching of paddy-upland rotation—a case study in the Yellow River irrigation area[J]. *China Environment Science*, 2016, 36(2):492-499. (in Chinese)
- [8] IGOR B, SEBASTIANO T, MIRANDA S, et al. Short-range and regional spatial variability of soil chemical properties in an agro-ecosystem in eastern Croatia[J]. *Catena*, 2017, 154:50-62.
- [9] 赵明松,刘斌寅,卢宏亮,等. 基于地理加权回归的地形平缓区土壤有机质空间建模[J]. *农业工程学报*, 2019, 35(20):102-110.
- ZHAO Mingsong, LIU Binyan, LU Hongliang, et al. Spatial modeling of soil organic matter over low relief areas based on geographically weighted regression[J]. *Transactions of the CSAE*, 2019, 35(20):102-110. (in Chinese)
- [10] CHEN S, LIN B, LI Y Q, et al. Spatial and temporal changes of soil properties and soil fertility evaluation in a large grain-production area of subtropical plain, China[J/OL]. *Geoderma*, 2020, 357. DOI:10.1016/j.geoderma.2019.113937.
- [11] 卓志清,李勇,兴安,等. 东北旱作区土壤碳氮磷生态化学计量特征及其影响因素[J]. *农业机械学报*, 2019, 50(10):259-268.
- ZHUO Zhiqing, LI Yong, XING An, et al. Characteristic of ecological stoichiometry of soil C, N and P and its influencing factors in dry farming region of Northeast China[J]. *Transactions of the Chinese Society for Agricultural Machinery*, 2019, 50(10):259-268. (in Chinese)
- [12] 王琦,常庆瑞,黄勇,等. 基于 Geo-D 的陕西省 STN 空间变异影响因子交互作用研究[J]. *农业机械学报*, 2021, 52(11):161-169.
- WANG Qi, CHANG Qingrui, HUANG Yong, et al. Driving factors and interactions of STN spatial variation in Shaanxi Province based on geo-D[J]. *Transactions of the Chinese Society for Agricultural Machinery*, 2021, 52(11):161-169. (in Chinese)
- [13] 王劲峰,徐成东. 地理探测器:原理与展望[J]. *地理学报*, 2017, 72(1):116-134.
- WANG Jinfeng, XU Chengdong. Geodetector: principle and prospective[J]. *Acta Geographica Sinica*, 2017, 72(1):116-134. (in Chinese)
- [14] 胡李发,谢元礼,崔思颖,等. 关中平原城市群夏季城市热岛特征及驱动力[J]. *中国环境科学*, 2021, 41(8):3842-3852.
- HU Lifa, XIE Yuanli, CUI Siying, et al. The characteristics and driving forces of summer urban heat island in Guanzhong Plain urban agglomeration[J]. *China Environment Science*, 2021, 41(8):3842-3852. (in Chinese)
- [15] 孟琪,武志涛,杜自强,等. 基于地理探测器的区域植被覆盖度的定量影响——以京津风沙源区为例[J]. *中国环境科学*, 2021, 41(2):826-836.
- MENG Qi, WU Zhitao, DU Ziqiang, et al. Quantitative influence of regional fractional vegetation cover based on geodetector model—take the Beijing-Tianjin sand source region as an example[J]. *China Environment Science*, 2021, 41(2):826-836. (in Chinese)
- [16] 陕西省土壤普查办公室. 陕西土壤[M]. 北京:科学出版社, 1992:187-395.
- [17] 陕西年鉴编纂委员会. 陕西年鉴[M]. 西安:陕西年鉴编辑部, 2018:118-127.
- [18] 中国农业年鉴编辑委员会. 中国农业年鉴[M]. 北京:中国农业出版社, 2018:76-78.
- [19] 西北大学地理系《陕西农业地理》编写组. 陕西农业地理[M]. 西安:陕西人民出版社, 1979:41-62.
- [20] 陕西省地方志编纂委员会. 陕西省志·气象志[M]. 北京:气象出版社, 2001.
- [21] 陕西省气象局区划办公室. 陕西省农业气候区划[M]. 西安:西安地图出版社, 1988:4-140.
- [22] 赵业婷. 基于 GIS 的陕西省关中地区耕地土壤养分空间特征及其变化研究[D]. 杨凌:西北农林科技大学, 2015.
- ZHAO Yeting. Spatial characteristics and changes of soil nutrients in cultivated land of Guanzhong Region in Shaanxi Province

- based on GIS[D]. Yangling: Northwest A&F University, 2015. (in Chinese)
- [23] 马欢,于强,岳德鹏,等. 基于 MAS-LCM 的沙漠化空间模拟方法研究[J]. 农业机械学报, 2017, 48(10): 134-141. MA Huan, YU Qiang, YUE Depeng, et al. Spatial simulation method of desertification based on MAS-LCM model[J]. Transactions of the Chinese Society for Agricultural Machinery, 2017, 48(10): 134-141. (in Chinese)
- [24] 卫新东,宋林韩,王筛妮,等. 黄河西岸陕西各县市耕地质量时空变化特征及其分异规律[J]. 水土保持研究, 2021, 28(2): 326-334. WEI Xindong, SONG Linhan, WANG Shaini, et al. Spatial and temporal changes and its variation of cultivated land quality of counties and cities in Shaanxi on the West Bank of the Yellow River[J]. Research of Soil and Water Conservation, 2021, 28(2): 326-334. (in Chinese)
- [25] FUSHIKI T. Estimation of prediction error by using k-fold cross-validation[J]. Statistics and Computing, 2011, 21(2): 137-146.
- [26] SUSANA F, TOMAS C Y, JAVIER R P, et al. Geographically weighted principal components analysis to assess diffuse pollution sources of soil heavy metal: application to rough mountain areas in Northwest Spain[J]. Geoderma, 2018, 311: 120-129.
- [27] LIU Z P, SHAO M A, WANG Y Q. Scale-dependent correlations between soil properties and environmental factors across the Loess Plateau of China[J]. Soil Research, 2013, 51: 112-123.
- [28] GOOVAERTS P, WEBSTER R. Scale-dependent correlation between topsoil copper and cobalt concentrations in Scotland[J]. European Journal of Soil Science, 1994, 45(1): 79-95.
- [29] 蒋龙刚,黄明,宋庆赞,等. 基于土壤有机质含量推荐的旱地冬小麦施氮量研究[J]. 中国农业科学, 2020, 53(10): 2020-2033. JIANG Longgang, HUANG Ming, SONG Qingyun, et al. Research on nitrogen fertilizer application recommended method based on soil organic matter in dryland wheat production[J]. Scientia Agricultura Sinica, 2020, 53(10): 2020-2033. (in Chinese)
- [30] DONG L L, YANG X, SHI L L, et al. Biochar and nitrogen fertilizer co-application changed SOC content and fraction composition in Huang-Huai-Hai plain, China[J/OL]. Chemosphere, 2022, 291(1). DOI:10.1016/j.chemosphere.2021.132925.
- [31] 王立刚,李维炯,邱建军,等. 生物有机肥对作物生长、土壤肥力及产量的效应研究[J]. 中国土壤肥料, 2004(5): 12-16. WANG Ligang, LI Weijiong, QIU Jianjun, et al. Effect of biological organic fertilizer on crops growth, soil fertility and yield[J]. Soil and Fertilizer Science in China, 2004(5): 12-16. (in Chinese)
- [32] 刘文全,卢芳,徐兴永,等. 滨海废弃盐田复垦区土壤盐分和有机质的空间变异特征[J]. 农业工程学报, 2019, 35(19): 183-190. LIU Wenquan, LU Fang, XU Xingyong, et al. Spatial variability of soil salinity and organic matter in reclaimed area of abandoned salt pan in coast[J]. Transactions of the CSAE, 2019, 35(19): 183-190. (in Chinese)
- [33] 魏永霞,石国新,冯超,等. 黑土区施加生物炭对土壤综合肥力与大豆生长的影响[J]. 农业机械学报, 2020, 51(5): 285-294. WEI Yongxia, SHI Guoxin, FENG Chao, et al. Effects of applying biochar on soil comprehensive fertility and soybean growth in black soil area[J]. Transactions of the Chinese Society for Agricultural Machinery, 2020, 51(5): 285-294. (in Chinese)
- [34] 赵广才. 中国小麦种植区划研究(一)[J]. 麦类作物学报, 2010, 30(5): 886-895. ZHAO Guangcai. Study on Chinese wheat planting regionalization(I)[J]. Journal of Triticeae Crops, 2010, 30(5): 886-895. (in Chinese)
- [35] 刘晓英,李玉中,郝卫平. 华北主要作物需水量近 50 年变化趋势及原因[J]. 农业工程学报, 2005, 21(10): 155-159. LIU Xiaoying, LI Yuzhong, HAO Weiping. Trend and causes of water requirement of main crops in North China in recent 50 years[J]. Transactions of the CSAE, 2005, 21(10): 155-159. (in Chinese)
- [36] LI Q, LUO Y, WANG C, et al. Spatiotemporal variations and factors affecting soil nitrogen in the purple hilly area of Southwest China during the 1980s and the 2010s[J]. Science of the Total Environment, 2016, 547: 173-181.
- [37] 刘晓永,李书田. 中国秸秆养分资源及还田的时空分布特征[J]. 农业工程学报, 2017, 33(21): 1-19. LIU Xiaoyong, LI Shutian. Temporal and spatial distribution characteristics of crop straw nutrient resources and returning to farmland in China[J]. Transactions of the CSAE, 2017, 33(21): 1-19. (in Chinese)
- [38] 杨彩迪,卢升高. 秸秆直接还田和炭化还田对红壤酸度、养分和交换性能的动态影响[J]. 环境科学, 2020, 41(9): 4246-4252. YANG Caidi, LU Shenggao. Dynamic effects of direct returning of straw and corresponding biochar on acidity, nutrients, and exchangeable properties of red soil[J]. Environmental Science, 2020, 41(9): 4246-4252. (in Chinese)
- [39] 陕西年鉴编纂委员会. 陕西年鉴[M]. 西安: 陕西年鉴编辑部, 2008: 202-204.
- [40] 张倩月,吕开宇,张怀志. 农地流转会导致土壤肥力下降吗?——基于 4 省种粮大户测土结果的实证研究[J]. 中国农业资源与区划, 2019, 40(2): 31-39. ZHANG Qian Yue, LÜ Kaiyu, ZHANG Zhihui. Would farmland transfer result in soil fertility declining? —an empirical study based on four provinces soil data of large-scale grain farmers[J]. Chinese Journal of Agricultural Resources and Regional Planning, 2019, 40(2): 31-39. (in Chinese)