

中文核心期刊  
中国科技核心期刊  
CSCD 核心期刊

ISSN 1673-4831

# 生态与农村环境学报

Journal of Ecology and Rural Environment

2022. 11

第38卷 第11期 Vol. 38 No. 11

- ◎ 长三角城市群地区生态系统服务价值时空演变及驱动因素研究
- ◎ 宁绍平原绿地生态网络时空格局与优化研究
- ◎ 生物炭及其碳骨架对微生物去除水中低浓度硝酸盐的影响

主办单位：生态环境部南京环境科学研究所

## 目 次

### □ 研究报告

#### 区域环境与发展

##### 长三角城市群地区生态系统服务价值时空演变及驱动因素研究

..... 马伟波 杨帆 王楠 赵立君 谭琨 张孝飞 张龙江 李海东(1365)

##### 基于价值评估的川滇生态屏障区生境质量时空演变及其影响因素

..... 郑可君 李琛 吴映梅 高彬嫔 武燕 李婵(1377)

##### 河北省小麦玉米生产体系碳足迹分析

..... 肖广敏 茹淑华 侯利敏 王策 赵欧亚 孙世友 王凌 刘蕾 张国印(1388)

##### 河南省农业生态效率测度、空间溢出与影响因素研究

..... 闫明涛 乔家君 瞿萌 韩冬(1396)

##### 易地扶贫搬迁前后农户生计恢复力对比分析：以贵州省贞丰县者相镇安置点为例

..... 季天妮 周忠发 牛子浩 张家硕(1406)

#### 自然保护与生态

##### 宁绍平原绿地生态网络时空格局与优化研究

..... 金爱博 张诗阳 王向荣(1415)

##### 基于不同地貌类型区甘南州植被覆盖时空变化及其影响因素研究

..... 马玥 王录仓 赵瑞东 常飞(1427)

##### 2013—2020 年呼伦湖流域植被碳源/汇估算及影响因子分析

..... 李朝晖 单楠 王琪 李文静 王增龙 包萨茹 窦华山 敖文 庞博 王文林(1437)

##### 乌兰布和沙漠东北缘稀疏灌丛能量平衡及蒸散特征

..... 潘雨梦 肖辉杰 辛智鸣 贾肖肖(1447)

##### 有蹄类动物对地震灾害体秋季微生境利用与选择特征

..... 向姣 周天祥 郭桢杉 毛泽恩 黄金燕 张晋东(1456)

#### 污染控制与修复

##### 生物炭及其碳骨架对微生物去除水中低浓度硝酸盐的影响

..... 常智淋 王朝旭 张峰 李红艳 崔建国(1464)

##### 云南省某煤矿开采遗址周边农用地土壤重金属污染评价及源解析研究

..... 赵家印 杨地 杨湘智 张宁 刘宇 王蒙蒙 吴云成 陈秋会 田伟(1473)

##### 污泥堆肥替代氮肥对石灰性褐土肥力、小麦产量和品质的影响

..... 徐富锦 常会庆(1482)

##### 规模化立体生猪养殖系统环境影响评价

..... 方志聪 呼和涛力 袁汝玲 吴丹 黄鑫 于自溪 雷廷宙 陈勇(1491)

\*

\*

\*

\*

\*

#### 录用定稿网络首发启事 (1490)

本期执行编辑：李祥敏

DOI: 10.19741/j.issn.1673-4831.2022.0403

马伟波, 杨帆, 王楠, 等.长三角城市群地区生态系统服务价值时空演变及驱动因素研究[J].生态与农村环境学报, 2022, 38(11): 1365–1376.

MA Wei-bo, YANG Fan, WANG Nan, et al. Study on Spatial-temporal Evolution and Driving Factors of Ecosystem Service Value in the Yangtze River Delta Urban Agglomerations [J]. Journal of Ecology and Rural Environment, 2022, 38(11): 1365–1376.

# 长三角城市群地区生态系统服务价值 时空演变及驱动因素研究

马伟波<sup>1</sup>, 杨帆<sup>2</sup>, 王楠<sup>1</sup>, 赵立君<sup>1</sup>, 谭琨<sup>3</sup>, 张孝飞<sup>1①</sup>, 张龙江<sup>1</sup>, 李海东<sup>1</sup> (1. 生态环境部南京环境科学研究所, 江苏南京 210042; 2. 陕西省生态环境厅, 陕西西安 710004; 3. 华东师范大学地理信息科学教育部重点实验室, 上海 200241)

**摘要:** 城市生态福祉问题日益受到关注, 探索城市群生态系统服务价值(ESV)驱动效应对于提升城市生态福祉和人居环境健康具有重要借鉴意义。以长江三角洲城市群(长三角城市群)27个城市为研究对象, 采用随机森林(RF)和结构方程模型(SEM)方法探究人为活动和自然条件2个方面10项指标对ESV的驱动特征及驱动路径演化特征。结果表明, (1)2000—2020年长三角城市群总体ESV出现先下降后上升的变化趋势, 体现出重点湖泊、湿地和水系ESV最高, 南部丘陵次之, 北部农田再次之, 都市群建成区最低的空间分布格局。(2)长三角城市群ESV呈较强的空间聚集模式, 其中, 2000—2020年扬州、泰州和盐城市接壤地区, 盐城和南通市滨海湿地, 常州、无锡、苏州和湖州市接壤地区以及南京和马鞍山市接壤地区ESV上升热点效应非常显著。(3)长三角城市群地区水域面积对ESV驱动影响的重要程度高于其他影响因素; SEM分析结果显示, 驱动因素通过直接间接方式对2000、2010、2020年ESV以及2000—2020年ESV变化的解释程度总体上分别为85%、84%、83%和72%。长三角ESV空间聚集冷热点演变过程从侧面反映了长三角城市群城市化演变过程; 水域面积对ESV的直接驱动效果非常显著; 林地面积除对ESV的直接驱动外, 对ESV的间接驱动也是重要路径。建议综合考虑各项指标的直接和间接因果驱动效应, 从城市群一体化发展的角度提升城市生态系统服务价值。

**关键词:** 生态系统服务价值; 驱动机制; 结构方程模型; 城市群地区

**中图分类号:** X321; X36; X37    **文献标志码:** A    **文章编号:** 1673-4831(2022)11-1365-12

**Study on Spatial-temporal Evolution and Driving Factors of Ecosystem Service Value in the Yangtze River Delta Urban Agglomerations.** MA Wei-bo<sup>1</sup>, YANG Fan<sup>2</sup>, WANG Nan<sup>1</sup>, ZHAO Li-jun<sup>1</sup>, TAN Kun<sup>3</sup>, ZHANG Xiao-fei<sup>1①</sup>, ZHANG Long-jiang<sup>1</sup>, LI Hai-dong<sup>1</sup> (1. Nanjing Institute of Environmental Sciences, Ministry of Ecology and Environment, Nanjing 210042, China; 2. Department of Ecological Environment of Shaanxi Province, Xi'an 710004, China; 3. Key Laboratory of Geographic Information Science, Ministry of Education, East China Normal University, Shanghai 200241, China)

**Abstract:** Urban ecological well-being is increasingly concerned these years. Exploring the driving effect of ecosystem service value (ESV) of urban agglomerations has essential reference significance for improving urban ecological well-being and human settlement health. Taking 27 cities in the Yangtze River Delta Urban Agglomeration (YRDUA) as the research object, the driving characteristics and driving path evolution characteristics of 10 indicators of human activities and natural conditions on ESV were explored by using random forest (RF) and structural equation model (SEM). The results show that: (1) During 2000–2020, the overall ESV of the YRDUA decreased first and then increased. Its spatial distribution pattern show that: the highest in key lakes, wetlands, and water systems, followed by hills in the south, farmland in the north, and the lowest in the built-up area of the urban agglomeration. (2) There is a strong spatial aggregation mode of

收稿日期: 2022-04-29

基金项目: 中央级公益性科研院所基本科研业务专项 (GYZX220308, GYZX210101); “长三角生态环境保护一体化”研究院项目 (ZX2022QT043)

① 通信作者 E-mail: zxf@nies.org

ESV in the YRDUA. For example, during 2000–2020, the hot spot effect of ESV had risen remarkably in the contiguous areas of Yangzhou-Taizhou-Yancheng, Changzhou-Wuxi-Suzhou-Huzhou and Ma'anshan-Nanjing, and in the coastal wetland of Yancheng-Nantoug was very remarkable. (3) The driving influence of water area in the YRDUA on ESV is greater than other factors. SEM shows that the driving factors explain the changes of the ESV in 2000, 2010, 2020, and 2000–2020 through direct and indirect means in different degrees of 85%, 84%, 83%, and 72%, respectively. It is found that the changing process of cold and hot spots of ESV spatial aggregation in the YRDUA reflects the evolution characteristics of urbanization in this area from the side, the water area drives ESV in a very significant and direct way. In addition to the direct way, forest land area drives ESV through an importantly indirect path. It is suggested to consider the direct and indirect driving effects of all factors comprehensively and improve the ESV of urban ecosystem from the perspective of integrated development of urban agglomerations.

**Key words:** ecosystem service value; driving mechanism; structural equation model; urban agglomerations area

生态系统服务代表了人类从生态系统中获得的利益<sup>[1-2]</sup>,通过其生态特征、功能、过程、产品直接或间接促进人类福祉<sup>[3]</sup>。城市是一个社会-经济-自然复合生态系统<sup>[4]</sup>,由于快速工业化和经济扩张,城市生态服务供需严重失衡<sup>[5]</sup>,潜在生态风险不断增加,城市生态福祉问题日益受到关注。城市化与生态系统服务之间存在复杂关系<sup>[6-8]</sup>,通过核算生态系统服务价值( ecosystem service value, ESV),剖析 ESV 空间特征可提升对城市生态系统服务的认识<sup>[9-11]</sup>,但这对解决更深层次的城市生态问题仍然缺乏有效支撑<sup>[12-14]</sup>。因此,探索城市群 ESV 驱动效应对于更好理解城市生态环境问题的空间模式、过程和机制是有必要的<sup>[15-17]</sup>,也对于提升城市群尺度生态福祉和人居环境健康具有重要借鉴意义<sup>[18-19]</sup>。

ESV 受到生态系统内部和外部的直接或间接影响。其中,自然因素来自生态系统内部,对 ESV 有最直接的影响。研究发现,气候通过调节地表水热条件进而影响植被生长<sup>[20]</sup>,生物生长和栖息地的空间特征演变对 ESV 也至关重要<sup>[21-23]</sup>,地形可以影响土壤保持力、供水能力和作物产量等多种生态系统服务<sup>[24]</sup>。同时,随着人类对地球生态环境的影响和破坏,人为因素变得越来越重要<sup>[15]</sup>。研究证实,土地利用变化反映了人类的资源足迹<sup>[25-26]</sup>,是人类影响生态系统最直接的表现形式,也是 ESV 变化的关键影响因素;人口密度、经济发展水平和城市化等因素在不同程度上对 ESV 也均有影响<sup>[15,23]</sup>。然而,现有研究对驱动因素的认识还不全面,对驱动关系的讨论并不深入。在驱动方法研究方面, Pearson 相关系数能够确定变量间的相关性,但不能指明变量间的明确因果方向;传统回归分析方法不能厘清变量之间相互作用关系,以至于无法精确测度各变量对被解释变量的重要性。因此,目前的研究尚不能阐明 ESV 各影响因素之间的相互作用关

系,各影响因素对 ESV 的直接或间接效应并没有在统一框架下进行定量测度,这种直接或间接效应的演变特征鲜有被深入探讨。

长江三角洲城市群(Yangtze River Delta Urban Agglomerations, YRDUA)是中国现代化发展和城市化水平最高的地区之一,然而密集的经济发展和快速城市扩张对区域生态福祉获益直接或间接地构成了威胁。基于此,以长江三角洲城市群地区为研究对象,基于修订当量价值系数和土地利用等数据分析长三角城市群地区 ESV 时空演化特征,并采用随机森林(random forest, RF)和结构方程模型(structural equation model, SEM)方法探究人为活动和自然变化对 ESV 的驱动特征及驱动路径,以期为城市群一体化生态保护修复和生态福祉提升提供参考。

## 1 材料与方法

### 1.1 研究区概况

长三角城市群是长三角一体化发展中心区,位于长江入海之前的冲积平原,根据《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》<sup>[27]</sup>,包括:上海,江苏省的南京、无锡、常州、苏州、南通、盐城、扬州、镇江和泰州,浙江省的杭州、宁波、温州、嘉兴、湖州、绍兴、金华、舟山和台州,安徽省的合肥、芜湖、马鞍山、铜陵、安庆、滁州、池州和宣城 27 个中心城市(图 1),陆域土地利用面积为 22.24 万 km<sup>2</sup>。

### 1.2 数据来源

#### 1.2.1 ESV 核算数据

采用当量因子法核算 ESV 时,需结合研究区土地利用、社会经济、农作物产值和生态指标对模型参数进行修订。采用净初级生产力(net primary productivity, NPP)数据(MOD17A3H)和降水数据([https://crudata.uea.ac.uk/cru/data/hrg/cru\\_ts\\_4.04/](https://crudata.uea.ac.uk/cru/data/hrg/cru_ts_4.04/))对长三角地区生态系统服务价值系数进行修正。粮食产值、播种面积主要来源于上海市、江

江苏省、浙江省和安徽省统计年鉴。长三角城市群陆域土地利用数据(<https://www.globallandcover.com>)显示,2000—2020年长三角城市群呈现出耕地、林地和湿地面积持续下降,而水体和人造地表面积逐步上升的土地利用格局变化趋势(表1)。

### 1.2.2 ESV 驱动数据

为揭示长三角城市群地区ESV驱动效应,选择人为活动和自然条件2个方面10项具体指标作为解释变量(表2)。人为活动驱动类型包括人口密度、夜间灯光、土地利用结构和PM<sub>2.5</sub>浓度,自然条件包括高程、坡度、归一化植被指数(normalized difference vegetation index, NDVI)、降水、温度和河网密度。夜间灯光被视为反映城市扩张和电力消耗影响的指标,是衡量人类经济活动的有效变量,其能较好地捕捉城市、城镇和工业场所亮度以及城市交通和住宅的扩展特征;研究<sup>[28]</sup>表明夜间灯光指标是社会经济发展较好的测度指标,笔者采用夜间灯光指标分析社会经济发展对ESV的驱动效应。同时,长三角城市群大部分处于我国东部平原地区,降水充沛,河网密集,传统的土地利用数据由于空间分辨率及地图综合,容易丢失河网密度信息。而河网密度在对土地利用类型进行补充的同时,其对湿地保护也至关重要,因此笔者将其纳入ESV的驱动分析。研究<sup>[15]</sup>发现,空气环境质量与ESV存在驱动关系,而长三角城市群在2000—2020年存在一定程度大气颗粒物污染,因此将PM<sub>2.5</sub>选为驱动

因素。同时,由于快速城市化导致土地利用结构剧烈变化,生态用地是驱动ESV演变的重要影响因素<sup>[15]</sup>,因此,将土地利用中的耕地、林地和水域面积等生态用地纳入分析范围。人口密度、高程、坡度、降水和地表温度均为常规驱动因素。所有数据统一为WGS\_1984\_UTM投影系统,采用渔网方式严格对齐空间格网并提取驱动因素特征值。

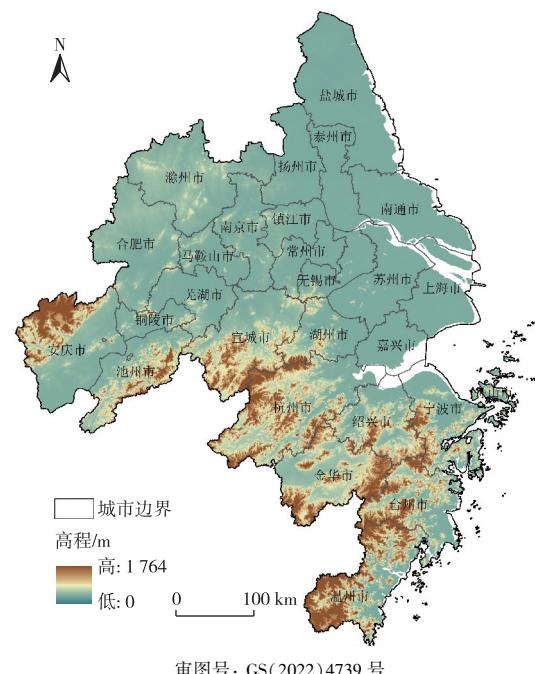


图1 长三角城市群空间分布

Fig. 1 Spatial distribution of the YRDUA

表1 长三角城市群土地利用数据

Table 1 Land use data of the YRDUA

年份	面积/万 km <sup>2</sup>								
	耕地	林地	草地	灌木地	湿地	水体	人造地表	裸地	合计
2000	12.14	6.23	0.59	0.02	0.18	1.77	1.30	0.00	22.24
2010	11.60	6.20	0.61	0.02	0.13	1.78	1.91	0.00	22.24
2020	10.42	6.17	0.60	0.02	0.11	1.96	2.95	0.00	22.24

表2 长三角城市群生态系统服务驱动数据

Table 2 Ecosystem services driving data of the YRDUA

类型	指标表征/单位	精度	数据来源
人为活动	人口密度/(万人·km <sup>-2</sup> )	1 km	<a href="https://www.worldpop.org/">https://www.worldpop.org/</a>
	夜间灯光/(W·cm <sup>-2</sup> ·sr <sup>-1</sup> )	1 km	<a href="https://dataverse.harvard.edu/dataset.xhtml?persistentId=doi:10.7910/DVN/YGIVCD">https://dataverse.harvard.edu/dataset.xhtml?persistentId=doi:10.7910/DVN/YGIVCD</a>
	土地利用结构(耕地、林地和水域面积)/m <sup>2</sup>	30 m	<a href="https://www.globallandcover.com">https://www.globallandcover.com</a>
自然条件	PM <sub>2.5</sub> 浓度/(μg·m <sup>-3</sup> )	1 km	<a href="https://modis.gsfc.nasa.gov/data/dataprod/mod13.php">https://modis.gsfc.nasa.gov/data/dataprod/mod13.php</a>
	高程/m	30 m	<a href="http://srtm.csi.cgiar.org/srtmdata/">http://srtm.csi.cgiar.org/srtmdata/</a>
	坡度/(°)	30 m	<a href="http://srtm.csi.cgiar.org/srtmdata/">http://srtm.csi.cgiar.org/srtmdata/</a>
	河网密度/(km·km <sup>-2</sup> )	1:10 000	<a href="https://www.openstreetmap.org">https://www.openstreetmap.org</a>
	归一化植被指数(NDVI)	500 m	<a href="https://modis.gsfc.nasa.gov/data/dataprod/mod13.php">https://modis.gsfc.nasa.gov/data/dataprod/mod13.php</a>
	降水/mm	1 km	<a href="http://data.cma.cn/">http://data.cma.cn/</a>
	地表温度/°C	1 km	<a href="http://data.cma.cn/">http://data.cma.cn/</a>

### 1.3 研究方法

#### 1.3.1 ESV 核算与系数修订

采用当量因子法<sup>[1,29]</sup>对长三角城市群 ESV 进行估算,当量因子法适合大区域尺度的 ESV 核算,其计算过程为

$$V_{\text{ES}} = \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n A_i \cdot E_{i,j} \quad (1)$$

式(1)中,  $V_{\text{ES}}$  为生态系统总服务价值, 元· $\text{a}^{-1}$ ;  $E_{i,j}$  为第  $i$  种生态系统类型第  $j$  类生态系统服务价值系数, 元· $\text{hm}^{-2} \cdot \text{a}^{-1}$ ;  $A_i$  为第  $i$  种生态系统类型面积,  $\text{hm}^2$ 。同时, 采用地区农作物产值面积、NPP 和降水数据修订价值系数<sup>[30]</sup>。无人力投资的自然生态系统输出价值为农田食物生产服务单价的  $1/7$ , 因此修订标准当量因子公式为

$$E = \frac{1}{7} \cdot \frac{T}{X} \quad (2)$$

式(2)中,  $E$  为单位面积粮食产量的经济价值, 元· $\text{hm}^{-2}$ ;  $T$  为研究区粮食总价值, 元;  $X$  为研究区粮食播种面积,  $\text{hm}^2$ 。进一步依据条件因子法利用 NPP

和降水数据对部分价值系数进行修订, 计算公式为

$$\lambda = B / B_0, \quad (3)$$

$$E_j = \lambda \cdot E_{0j} \quad (4)$$

式(3)~(4)中,  $\lambda$  为生态系统服务当量的区域修正系数;  $B_0$  为全国平均 NPP 数值;  $B$  为长三角城市群逐像元 NPP,  $\text{g} \cdot \text{m}^{-2} \cdot \text{a}^{-1}$ ;  $E_j$  为第  $j$  类生态系统经过区域修正后的生态系统服务价值当量;  $E_{0j}$  为第  $j$  类生态系统全国平均生态系统服务当量, 元· $\text{a}^{-1}$ ;  $j=1, 2, \dots, 8$ , 依次为食物生产、原料生产、气体调节、气候调节、净化环境、维持养分循环、维持生物多样性和提供美学景观服务。在利用 NPP 对 8 种生态系统服务价值系数进行逐像元修订的基础上, 再通过降农产品数据对水资源供给和水文调节服务价值当量继续进行修订。2000—2020 年长三角地区农作物种植面积为 1 047.24 万  $\text{hm}^2$ , 对应总产值为 3 465.93 亿元, 则得到单位面积粮食产量的经济价值为 4 727.96 元· $\text{hm}^{-2}$ 。通过统计得到研究区不同土地利用生态服务功能价值当量(表 3)。

表 3 长三角城市群单位面积生态服务价值当量

Table 3 ESV equivalent per unit area in the YRDUA

一级类型	二级类型	当量/(元· $\text{m}^{-2} \cdot \text{a}^{-1}$ )					
		水田	阔叶林	灌草丛	灌木	湿地	水域
供给服务	食物生产	772.91	176.18	215.96	107.98	289.84	454.66
	原料生产	51.15	403.51	318.26	244.38	284.16	130.71
	水资源供给	-2 238.22	314.88	263.82	187.23	2 204.17	7 055.06
调节服务	气体调节	630.83	1 335.55	1 119.59	801.33	1 079.81	437.61
	气候调节	323.94	3 995.29	2 960.95	2 403.99	2 045.95	1 301.45
	净化环境	96.61	1 130.96	977.51	727.45	2 045.95	3 154.17
	水文调节	2 314.81	2 987.13	3 250.95	2 850.96	20 620.52	87 009.59
支持服务	土壤保持	4.26	1 216.98	1 021.24	731.89	982.94	395.73
	维持养分循环	107.98	125.03	102.30	73.88	102.30	39.78
	维持生物多样性	119.35	1 477.63	1 238.94	892.26	4 472.68	1 449.22
文化服务	美学景观	51.15	647.88	545.59	392.14	2 688.15	1 074.12
合计		2 234.78	13 811.01	12 015.09	9 413.49	36 816.48	102 502.11
							119.29

#### 1.3.2 随机森林

RF 是一种集成学习方法<sup>[31]</sup>, 能用于充分探测变量对解释变量的贡献程度<sup>[32]</sup>。训练一个 RF 的本质是训练多个分类与回归树(classification and regression trees, CART)。CART 是一个二叉树模型, 其核心是切割变量和切割点的选择<sup>[32]</sup>。在 RF 中, 单棵 CART 首先遍历一部分变量和变量数据, 然后根据切割后节点的不纯度, 确定最佳切割变量和切割点, 综合所有树的结果得到最终模型。选择 RF 回归方法, 节点不纯度的计算公式为

$$G(x, y) = \frac{1}{N_s} \left[ \sum_{y_i \in X_{\text{left}}} (y_i - \bar{y}_{\text{left}})^2 + \sum_{y_i \in X_{\text{right}}} (y_i - \bar{y}_{\text{right}})^2 \right] \quad (5)$$

式(5)中,  $x$  为一个分切变量;  $y$  为  $x$  的分切值;  $N_s$  为所有训练样本的数量;  $X_{\text{left}}$  为由  $y_i (y_i < y)$  组成的数据集;  $X_{\text{right}}$  为由  $y_i (y_i > y)$  组成的数据集;  $\bar{y}_{\text{left}}$  和  $\bar{y}_{\text{right}}$  分别为  $X_{\text{left}}$  和  $X_{\text{right}}$  的平均值。

同时, RF 通过袋外误差(out-of-bag error, OOB)样本来估计变量的重要性, 计算公式为

$$I(\text{var}_i) = \frac{\sum_{j=1}^n (E_{ij1} - E_{ij2})}{n} \quad (6)$$

式(6)中,  $I(\text{var}_i)$  为变量  $i$  的重要性;  $E_{ij1}$  为根据  $\text{CART}_j$  中变量  $i$  出袋数据计算的误差;  $E_{ij2}$  为根据  $\text{CART}_j$  中变量  $i$  出袋数据加上噪声干扰计算的误差;  $n$  为  $\text{CART}$  数量。10 项驱动因素对 ESV 响应的解释程度采用 RF 方法进行建模, 方差 var 解释程度为 RF 模型的解释能力, 最大为 100%; 采用  $I(\text{var}_i)$  测度各驱动因素对 ESV 的相对重要性。

### 1.3.3 结构方程模型

SEM 与回归分析的重要区别是在 SEM 中, 某个响应变量(回归分析中也叫因变量)还可以作为其他响应变量的预测变量(自变量)。换言之, SEM 包含了多个变量之间直接和间接的因果关系, 并通过图示中的箭头(路径)方向展示所有的因果关系<sup>[33-35]</sup>。与传统的基于方差-协方差的 SEM 相比, 分段 SEM<sup>[33-35]</sup>具备以下 3 个优点:(1)将多个独立线性模型组合成一个单一的因果网络;(2)使用 Shipley 分离检验来检验模型中是否缺少任何路径;(3)使用 Akaike 信息准则(AIC)来比较嵌套模型。

采用分段 SEM 研究 10 项指标对长三角城市群 ESV 的驱动路径, 同时也考虑以林地面积和 NDVI 为中间路径间接驱动 ESV 的情形。分别采用线性模型和拟合分组模型, 对驱动因素的驱动路径进行标准化处理, 最终采用 Shipley 分离检验评估分段

SEM 的整体拟合解释度。采用 R 4.1.2 软件 piecewiseSEM 工具实现分段 SEM。参考前人研究<sup>[36-37]</sup>, 采用 Chi-Squared、Chi-Squared/P-value、Fisher's C、Fisher's C/P-value、AIC 和  $R^2$  作为模型检验指标, 其中, Fisher's C 检验值低于显著水平( $P < 0.05$ )表明模型假设与数据不一致, 应予以拒绝。

## 2 结果与分析

### 2.1 长三角城市群 ESV 时空特征

#### 2.1.1 时空变化

由表 4 可知, 2000—2020 年长三角城市群 ESV 总体呈现先下降后上升的变化趋势, 由 2000 年的 24 508.53 亿元下降到 2010 年的 24 285.57 亿元, 再上升至 2020 年的 25 217.34 亿元, 2000—2020 年 ESV 整体增加 708.81 亿元, 增幅为 2.89%。2000—2020 年, 研究区食物生产、原料生产、气体调节、气候调节、维持生物多样性、维持养分循环和美学景观类型生态服务价值均呈现下降趋势, 而水资源供给呈减少损失趋势, 水文调节呈上升趋势, 这主要是由于耕地和林地面积下降而水域面积上升驱动所致(表 1)。具体来看, 2000—2010 年, 水文调节服务价值下降 120.52 亿元, 而水资源供给服务价值上升 75.81 亿元。2010—2020 年, 水文调节和水资源供给服务价值增加 1 096.2 亿元, 是整体 ESV 提升的主要贡献者。

表 4 2000—2020 年长三角城市群生态系统服务价值(ESV)变化情况

Table 4 ESV changes in the YRDUA during 2000—2020

生态系统服务类型	ESV/亿元			2000—2010 年		2010—2020 年		2000—2020 年	
	2000 年	2010 年	2020 年	ESV 变化/亿元	变幅/%	ESV 变化/亿元	变幅/%	ESV 变化/亿元	变幅/%
食物生产	1 137.67	1 095.22	1 011.77	-42.45	19.04	-83.45	-8.96	-125.91	-17.76
原料生产	357.96	353.68	348.16	-4.28	1.92	-5.53	-0.59	-9.80	-1.38
水资源供给	-805.99	-730.19	-473.51	75.81	-34.00	256.68	27.55	332.49	46.91
气体调节	1 747.79	1 708.56	1 635.96	-39.24	17.60	-72.60	-7.79	-111.84	-15.78
气候调节	3 301.83	3 271.44	3 240.19	-30.40	13.63	-31.24	-3.35	-61.64	-8.70
净化环境	1 463.67	1 450.67	1 488.47	-12.99	5.83	37.80	4.06	24.80	3.50
水文调节	13 684.63	13 564.11	14 403.64	-120.52	54.05	839.52	90.10	719.01	101.44
土壤保持	1 208.48	1 201.63	1 202.37	-6.85	3.07	0.74	0.08	-6.11	-0.86
维持养分循环	222.22	215.91	203.37	-6.31	2.83	-12.54	-1.35	-18.85	-2.66
维持生物多样性	1 461.41	1 438.17	1 435.38	-23.24	10.42	-2.79	-0.30	-26.03	-3.67
美学景观	728.86	716.37	721.56	-12.49	5.60	5.19	0.56	-7.30	-1.03
合计	24 508.53	24 285.57	25 217.34	-222.96	100.00	931.77	100.00	708.81	100.00

从空间变化(图 2)来看, 长三角城市群形成重点湖泊、湿地和水系地区 ESV 最高, 南部丘陵地区 ESV 次之, 北部农田地区 ESV 再次之, 都市群建成区 ESV 最低的空间分布格局。由图 2 可知, 2000—

2020 年合肥市巢湖北部、杭州市东部、盐城市北部、苏州市东部和北部、无锡市北部、常州市、扬州市、南京市、宁波市和金华市均出现 ESV 下降趋势。泰州市、扬州市北部和南通滨海湿地 ESV 有所增加;

苏州市城区 ESV 呈集聚态势发展, 离散化程度有所降低, ESV 有所增强; 太湖、巢湖、高邮湖、石臼湖、

滆湖和长江干流水系以及滨海湿地等地区 ESV 呈稳定发展态势。

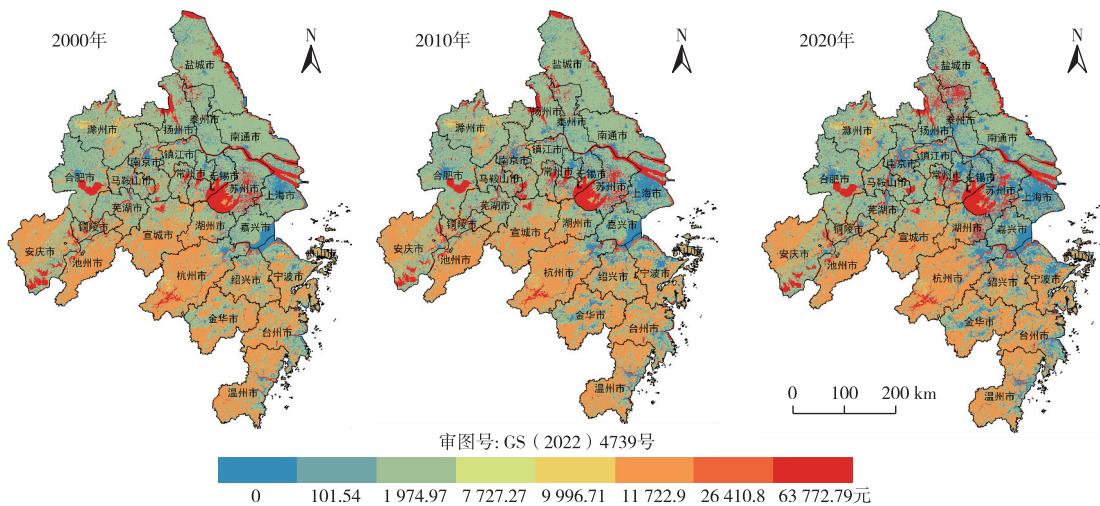


图 2 长三角城市群 ESV 时空变化  
Fig. 2 Spatial-temporal changes of ESV in the YRDUA

### 2.1.2 空间异质性

由图 3 可知, 长三角城市群在不同空间分辨率尺度下 ESV 空间 Moran's  $I$  指数均大于 0.45,  $Z$  得分大于 1.96(均通过 1% 显著性检验), 表明长三角城市群 ESV 有较强的空间聚集模式。具体来看, 在 1 和 5 km 空间分辨率下, ESV 的 Moran's  $I$  指数和  $Z$  得分测度接近, 2000—2020 年 Moran's  $I$  指数平均值分别为 0.83 和 0.78,  $Z$  得分平均值分别为 553.23 和 541.76, 均高于其他空间分辨率, 表明 1 和 5 km 是 ESV 空间异质性表现最为强烈的空间尺度。同时发现, 在不同空间分辨率尺度下, 2000、2010 和 2020 年 ESV 空间异质性强度呈微弱下降趋势, 这表明长三角城市群地区 ESV 的空间离散性特征随城市化剧烈演变而逐渐增强, 生态空间格局呈破碎化和离散化。

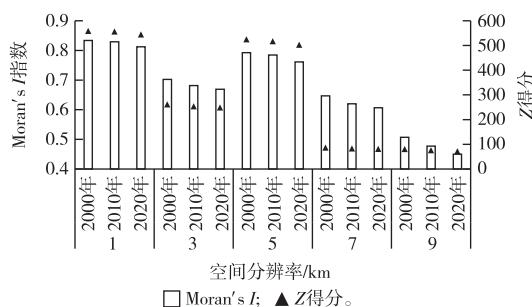


图 3 不同空间分辨率下长三角城市群 ESV 空间异质性  
Fig. 3 Different spatial resolution of ESV in the YRDUA

### 2.1.3 冷热点分析

综合空间异质性表达能力和计算工作量, 确定 5 km 分辨率作为研究区 ESV 驱动分析的空间单元。由图 4 可知, 2000—2010 年, 安庆市南部、池州市北部、南通市与上海市接壤地区、苏州市与无锡和上海市接壤地区、杭州市与湖州和嘉兴市接壤地区以及舟山市出现空间冷点, 表明这些地区 ESV 下降呈现出空间聚集效应; 而常州、无锡和苏州市南部地区, 南京、马鞍山、芜湖和宣城市接壤地区, 铜陵、池州、安庆、泰州北部、滁州和合肥市接壤地区, 宁波、台州和温州市滨海地区出现空间热点, 表明这些地区 ESV 上升呈现出空间聚集效应。与 2000—2010 年相比, 2010—2020 年(图 4)扬州、泰州和盐城市接壤地区, 盐城和南通市滨海湿地 ESV 上升空间聚集效应呈扩大趋势; 而宁波、台州和温州市滨海地区, 滁州和合肥市接壤地区, 南京、马鞍山、芜湖和宣城市接壤地区则由 2000—2010 年的空间热点转换为空间冷点, 杭州市与湖州和嘉兴市接壤地区、南通市与上海市接壤地区由 2000—2010 年的空间冷点转换为空间热点, 这表明 2010—2020 年这些地区 ESV 变化呈现剧烈波动。整体来看, 2000—2020 年扬州、泰州和盐城市接壤地区, 盐城和南通市滨海湿地, 常州、无锡、苏州和湖州市接壤地区, 南京和马鞍山市接壤地区 ESV 上升热点效应非常显著, 而上海、苏州、南通、无锡、镇江和南京 6 个城市以及合肥、芜湖和铜陵 3 个城市建成区 ESV 下降冷点效

应非常显著,长三角城市群 ESV 上升和下降的空间聚集效应均非常显著。

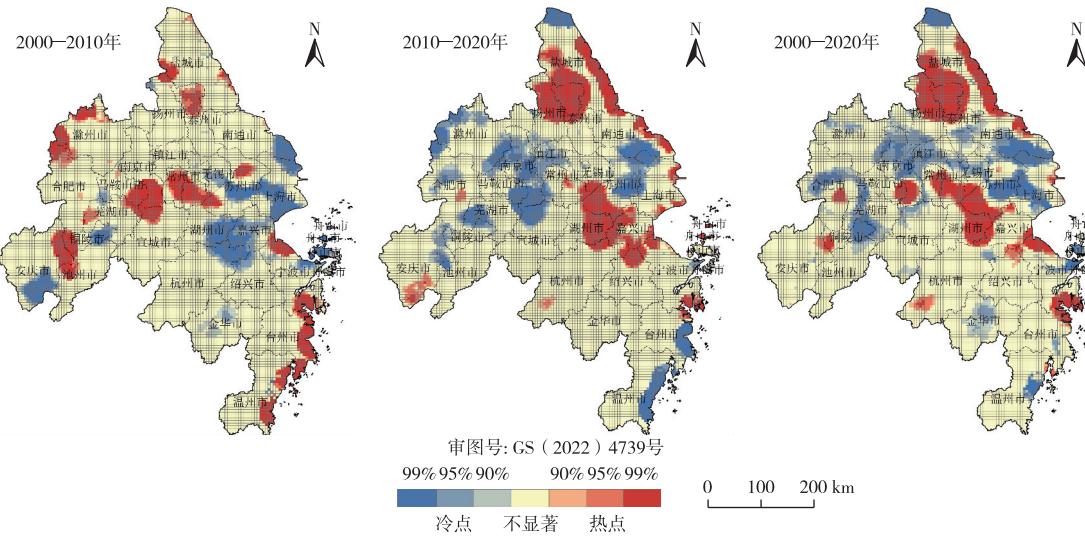


图 4 2000—2020 年长三角城市群 ESV 变化冷热点

Fig. 4 The changing cold and hot spots of ESV in the YRDUA during 2000—2020

## 2.2 长三角城市群 ESV 驱动因素

### 2.2.1 相关性分析

Pearson 相关性分析(图 5)显示,2000—2020 年土地利用结构对 ESV 的相关性整体较高,水体面积与 ESV 的相关性稳定在 0.8,林地面积则从 0.5 下降到 0.3,耕地面积从 -0.9 变化到 -0.8,PM<sub>2.5</sub> 从 -0.7 变化到 -0.8。由于长三角城市群大部分地区

是平原,因此地形因子与 ESV 相关性极低。河网密度与 ESV 的相关性在 -0.5 ~ -0.4 之间波动。降水、人口密度、NDVI 和夜间灯光与 ESV 的相关性不高。此外,耕地面积与林地和水域面积呈显著负相关,而耕地面积与河网密度和 PM<sub>2.5</sub> 呈显著正相关;温度与降水和 NDVI 呈显著正相关;夜间灯光与人口密度呈现一定程度正相关。

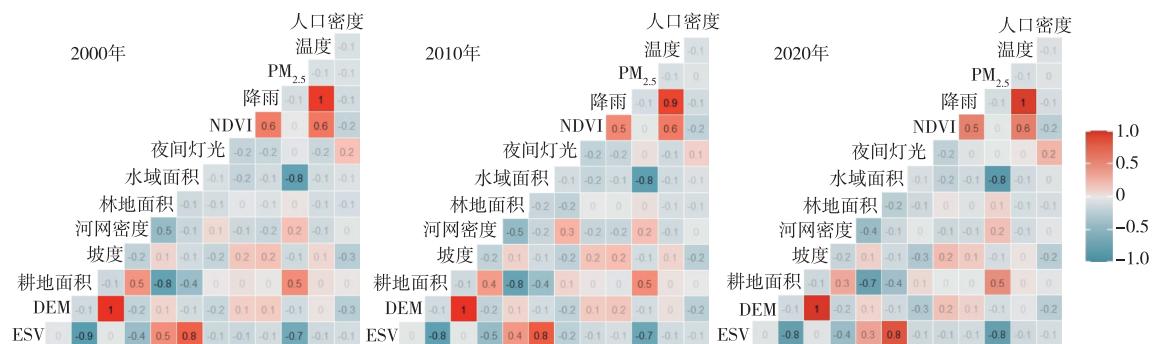


图 5 2000—2020 年长三角城市群 ESV 与驱动因素相关性

Fig. 5 Correlation between ESV and driving factors in the YRDUA during 2000—2020

### 2.2.2 重要性分析

表 5 显示,2000、2010 年 2020 年 RF 模型的方差解释度分别为 91.53%、91.83% 和 89.97%,均超过 89%,这表明 RF 模型通过驱动因素可以实现对 ESV 较强的解释,因此可基于该模型对驱动因素变量重要性进行测度。

表 5 长三角城市群 ESV 随机森林模型精度评价

Table 5 Accuracy evaluation of ESV RF model in the YRDUA

年份	var	解释程度/%	均方根误差 (RMSE)/10 <sup>12</sup>
2000		91.53	1.05
2010		91.83	1.18
2020		89.97	1.72

由图 6 可知,水域面积、林地面积、耕地面积、 $PM_{2.5}$  和河网密度是 2000—2020 年长三角城市群 ESV 重要驱动因素,且水域面积重要程度远远高于其他影响因素,平均值达到 1 781。

2000—2020 年,水域面积、林地面积、 $PM_{2.5}$  和河网密度重要性均呈上升趋势,耕地影响因素重要性呈微弱下降趋势。高程、坡度、降水、人口密度、夜间灯光、温度和 NDVI 等影响因素重要性较低,且无明显变化趋势。

### 2.2.3 驱动路径

由 SEM 分析结果(表 6)可知,所有年份 Chi-Square 和 Fisher's C 检验的  $P$ -value 均大于 0.05,表明因果关系假设通过检验,SEM 模型可信度高。由图 7 可知,总体来看,SEM 模型评价结果显示,水域面积、林地面积、耕地面积、河网密度、 $PM_{2.5}$  和人口密度等驱动因素对 2000、2010 和 2020 年 ESV 以及 2000—2020 年 ESV 变化的解释程度分别为 85%、

84%、83% 和 72%,表明 SEM 模型精度和解释能力较高。

由图 7 可知,2000 年水域面积、林地面积和  $PM_{2.5}$  对长三角城市群 ESV 有直接正向驱动效应 [标准化路径系数( $\beta$ )分别为 0.79、0.43 和 0.05],耕地面积、河网密度、夜间灯光和人口密度则为直接负向驱动效应( $\beta$  分别为 -0.21、-0.06、-0.03 和 -0.01)。 $PM_{2.5}$  对林地面积呈显著直接正向驱动效应, $\beta$  值为 0.24;耕地面积、水域面积、河网密度、夜间灯光和人口密度对林地面积均呈负向驱动效应( $\beta$  分别为 -0.72、-0.27、-0.06、-0.03 和 -0.02)。对 NDVI 呈直接正向影响的因素包括温度、坡度和林地面积( $\beta$  分别为 0.41、0.1 和 0.03),而人口密度和水域面积呈负向影响( $\beta$  分别为 -0.04 和 -0.03)。 $PM_{2.5}$ 、人口密度和夜间灯光同时也通过林地间接影响 ESV。而高程、温度和坡度对长三角城市群 ESV 和林地面积的驱动效应并不显著。

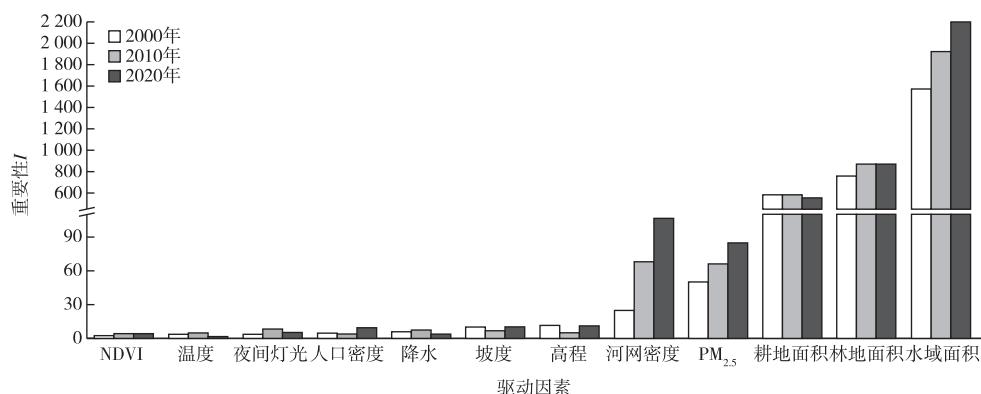


图 6 2000—2020 年长三角城市群 ESV 与驱动因素相关性

Fig. 6 Correlation between ESV and driving factors from 2000 to 2020 in the YRDUA

表 6 长三角城市群 SEM 精度评价

Table 6 SEM precision evaluation of the YRDUA

年份	SEM 评价指标				
	Chi-Squared	Chi/P-value	Fisher's C	Fisher's C/P-value	AIC
2000	9.44	0.09	16.64	0.08	624 785.97
2010	4.65	0.31	13.88	0.18	629 118.92
2020	3.56	0.62	7.99	0.66	634 673.22
2000—2020	10.86	0.06	20.09	0.06	606 265.97

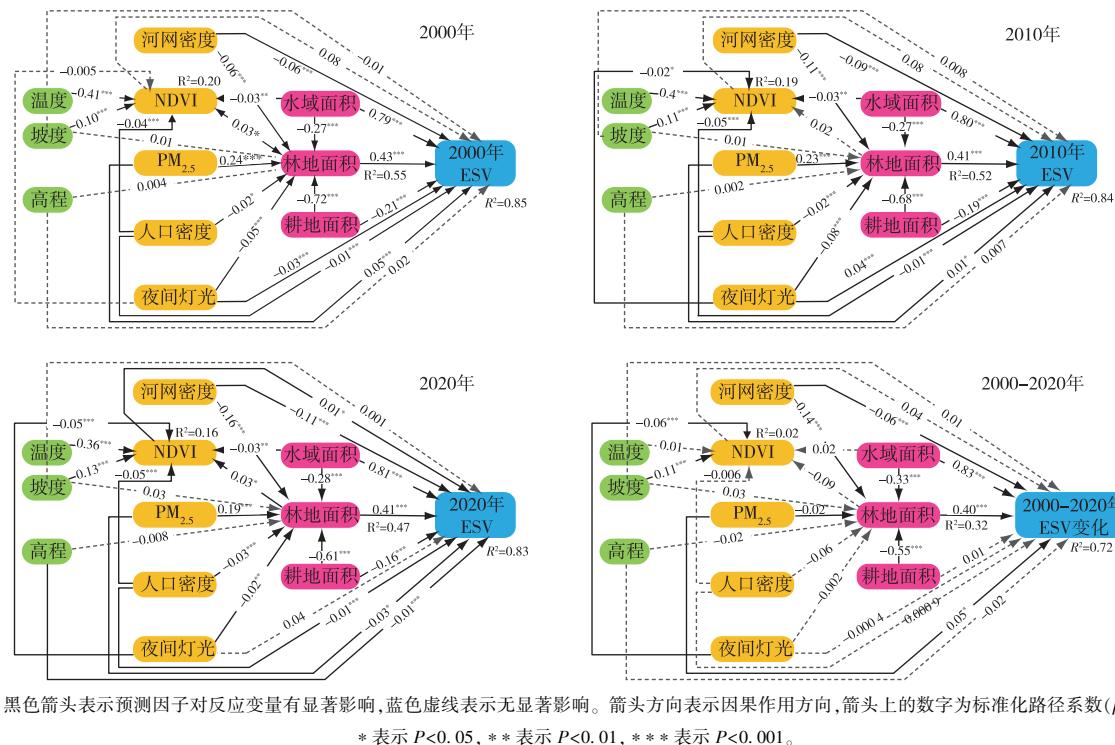
AIC 为 Akaike 信息准则。

与 2000 年相比,2010 和 2020 年长三角城市群 ESV 驱动模型差异较小(图 7),水域面积和河网密度对于 ESV 的作用强度有所增强, $\beta$  分别从 0.79 上升到 0.81 和从 -0.06 变化到 -0.11;林地面积  $\beta$  从 0.43 下降到 0.41,耕地面积从 -0.21 变化到 -0.16;

$PM_{2.5}$  和夜间灯光对 ESV 的直接负向驱动影响显著下降,而高程和 NDVI 对 ESV 的正向驱动效应显著上升。耕地面积和  $PM_{2.5}$  对林地的负向驱动效应下降,而水域面积和河网密度对林地面积的驱动效应则增强。由图 7 可知,2000—2020 年 ESV 变化的显

著正向驱动因素为水域面积、林地面积和  $PM_{2.5}$  ( $\beta$  分别为 0.83、0.4 和 0.05), 负向驱动因素为河网密度,  $\beta$  值为 -0.06; 耕地面积、NDVI、人口密度和夜间灯光对 ESV 变化的驱动不显著。同时, 人口密度和

夜间灯光通过驱动林地面积间接影响 ESV 变化的效应不显著; 而  $PM_{2.5}$  驱动林地面积则呈显著负向效应。



黑色箭头表示预测因子对反应变量有显著影响, 蓝色虚线表示无显著影响。箭头方向表示因果作用方向, 箭头上的数字为标准化路径系数( $\beta$ )。  
\* 表示  $P < 0.05$ , \*\* 表示  $P < 0.01$ , \*\*\* 表示  $P < 0.001$ 。

图 7 2000—2020 年长三角城市群 ESV 结构方程建模

Fig. 7 ESV structural equation modeling during 2000–2020 in the YRDUA

### 3 讨论

笔者基于修订的当量价值系数和土地利用数据, 分析长三角城市群 ESV 时空演化特征, 采用 RF 和 SEM 模型探究人为活动和自然条件共 10 项指标对 ESV 的驱动特征及驱动影响演化特征, 在统一框架下定量测度 ESV 各影响因素之间的相互作用关系及其对 ESV 直接和间接驱动效应, 尝试探究长三角城市群 ESV 演化模式和驱动机制。

#### 3.1 ESV 演化特征

长三角城市群地形结构影响了土地利用结构基本格局特征, 进而对长三角城市群 ESV 空间分布格局产生主要影响。研究区东部平原河网密集, 水域湿地生态保护和土地利用结构是主导 ESV 变化的主要影响因素。2000—2010 年, 长三角城市群 ESV 下降主要原因是耕地和水域湿地等生态用地面积迅速下降, 这与同时期该地区高速经济扩张和城市化建设是相吻合的, 在上海、苏州和无锡市接壤地区, 南通和上海市接壤地区, 杭州、嘉兴和湖州

市接壤地区 ESV 变化冷点效应非常显著(图 4)。2010—2020 年, 南京、镇江、马鞍山和芜湖市连片接壤地区, 苏州和南通市接壤地区, 台州和温州市滨海地区 ESV 变化由 2000—2010 年的热点变为冷点或冷点效应显著(图 4), 这从侧面表明这些地区是长三角城市群演化的新兴高速发展区域。

#### 3.2 ESV 驱动路径

2000—2020 年各驱动因素的重要性(图 6)以及驱动因素对 ESV 标准化路径系数显著性及大小的差异(图 7)体现了各驱动因素在 ESV 及影响因素的演化过程中的分异特征, 这种特征对理解 ESV 演化过程具有重要启示。在直接驱动路径方面, 与 LUO 等<sup>[14]</sup>采用岭回归解释的城市群驱动因素结果相似, 土地利用结构对研究区 ESV 驱动力非常显著, 但笔者发现水域面积是 ESV 最主要的驱动因素, 这与 WANG 等<sup>[37]</sup>的发现相似。笔者进一步阐明了水域、林地和耕地面积对 ESV 的直接影响以及水域和耕地面积通过林地面积对 ESV 的间接影响, 剖析了完整驱动过程(图 7)。同时, 笔者选择河网

密度和  $PM_{2.5}$  作为长三角城市群 ESV 驱动因素是结合当地生态环境和社会经济条件的一种探索。由图 7 可知, 河网密度对 ESV 的驱动影响非常显著, 且标准化路径系数绝对值随时间呈上升趋势。同时, 2000—2020 年, 长三角地区  $PM_{2.5}$  呈下降趋势, 其对 ESV 的驱动显著下降, 对林地面积的驱动强度也呈下降趋势。

在间接驱动路径方面, NDVI 和林地面积同时作为中间变量直接或间接作用于 ESV, 其中, 其他驱动因素通过林地面积对 ESV 的间接作用则更为显著; 同时, 水域面积、耕地面积、河网密度、 $PM_{2.5}$ 、人口密度和夜间灯光对林地面积的驱动效应均非常显著, 但对林地面积变化的解释程度则不是很高, 为 47%~55%。驱动因素直接和间接标准化路径系数的分异特征也体现出生态系统复杂的作用关系。笔者研究中, 除了耕地面积通过林地面积间接作用于 ESV 的间接标准化路径系数小于耕地面积直接作用于 ESV 的标准化路径系数外, 其他驱动路径均为间接驱动路径的显著性水平和驱动强度大于直接驱动路径, 如  $PM_{2.5}$  和河网密度作用于林地面积的显著性水平和标准化路径系数大于直接作用于 ESV。

笔者研究对 NDVI 的解释程度较弱, 低于 YANG 等<sup>[38]</sup>发现的江苏省人类活动变化对 NDVI 的解释强度为 56% 的结果。但笔者研究发现, 在气候变化方面, 温度对 NDVI 的标准化路径系数  $\beta$  为 0.36~0.41, 这可能是由于长三角城市群南部地区多为丘陵地貌, 植被变化受到光热温度条件影响较大。

### 3.3 局限性

尽管在 SEM 驱动建模的 ESV 终端, SEM 模型通过了假设检验且拟合精度较高, 但其对建模路径中的 NDVI 和林地面积的解释能力较弱, 这表明对于 NDIV 和林地面积仍然存在其他被忽视的驱动要素。同时, 基于当量因子核算的 ESV 评价方法在一定程度上夸大了土地利用结构对 ESV 的驱动影响, 后期应尝试采用其他 ESV 核算方法进一步验证驱动因素的重要性和驱动关系。在驱动指标选择中, 建设用地扩张导致生态系统服务价值减少, 也是重要的驱动因素, 而且其与城市扩张代表性指标夜间灯光的相关关系也应该纳入分析; 目前采用当量法测度的 ESV, 忽视了更加细分尺度上度生态系统健康的内容, 如原生森林生态系统单位面积 ESV 与人工林生态系统存在较大差异, 这些可以在后期研究中通过试验分析完善。尽管在 2.1 节从空间角度阐述

了 ESV 的空间特征, 但 2.2 节分析是从统计学习角度开展分析讨论, 并不能从空间角度深入分析, 后期应注重从时空演变和地区政策实施效果角度深入阐述 ESV 演变时空效应。

同时, 在区域尺度下不同生态功能区划主导生态功能存在差异, 主导生态功能对生态系统提供的供给、调节、支持和文化等服务价值存在差异, 则其对 ESV 演化的驱动关系网络必然存在分异特征, 这是笔者研究未能考虑到的方面; 而且, 景观格局、交通网络、空气污染物(除  $PM_{2.5}$  外)和土壤类型等均对 ESV 产生驱动作用<sup>[15,25,39]</sup>, 以及受污染的水体、耕地和林地对 ESV 驱动的差异影响, 在城市发展过程中城市-郊区-农村生态空间梯度演变特征对 ESV 演变也存在复杂影响, 这些可以在后期研究中进一步探索。

## 4 结论

(1) 2000—2020 年长三角城市群水域和湿地保护导致研究区水文调节服务价值上升 719.01 亿元, 长三角 ESV 空间聚集冷热点演变过程从侧面反映了长三角城市群城市化演变过程。

(2) 2000—2020 年, 水域面积、林地面积、 $PM_{2.5}$  和河网密度对 ESV 的重要性均呈上升趋势; 水域面积对 ESV 的直接标准化路径系数为非常显著水平, 其值稳定在 0.79~0.81 之间。

(3) 除直接驱动 ESV 外, 各驱动因素通过林地面积间接驱动 ESV 也是重要驱动途径, 如  $PM_{2.5}$  和河网密度作用于林地面积的显著性水平和标准化路径系数大于直接作用于 ESV。

(4) 驱动因素直接和间接标准化路径系数的分异特征也体现出生态系统复杂的作用关系, 城市群生态福祉提升应综合考虑各项直接和间接驱动关系, 从城市群一体化发展的角度提升城市生态系统服务价值。

## 参考文献:

- [1] COSTANZA R, D'ARGE R, DE GROOT R, et al. The Value of the World's Ecosystem Services and Natural Capital [J]. *Nature*, 1997, 387(6630): 253~260.
- [2] FINLAYSON M, CRUZ R D, DAVIDSON N, et al. Millennium Ecosystem Assessment: Ecosystems and Human Well-being: Wetlands and Water Synthesis [J]. *Data Fusion Concepts & Ideas*, 2005, 656(1): 87~98.
- [3] 张坤民, 何雪杨, 温宗国. 中国城市环境可持续发展指标体系研究的进展 [J]. 中国人口·资源与环境, 2000, 10(2): 54~59. [ZHANG Kun-min, HE Xue-yang, WEN Zong-guo. Progress of

- Studies on Urban Environmentally Sustainable Development Indicators in China[J].China Population,Resources and Environment,2000,10(2):54-59.]
- [4] DENG C X,LIU J Y,LIU Y J,*et al*.Spatiotemporal Dislocation of Urbanization and Ecological Construction Increased the Ecosystem Service Supply and Demand Imbalance [J].Journal of Environmental Management,2021,288:112478.
- [5] 欧阳晓,朱翔,贺清云.城市化与生态系统服务的空间交互关系研究:以长株潭城市群为例[J].生态学报,2019,39(20):7502-7513.[OUYANG Xiao,ZHU Xiang,HE Qing-yun.Spatial Interaction between Urbanisation and Ecosystem Services: A Case Study in Changsha-Zhuzhou-Xiangtan Urban Agglomeration,China [J].Acta Ecologica Sinica,2019,39(20):7502-7513.]
- [6] 朱治洲,钟业喜.长江三角洲城市群土地利用及其生态系统服务价值时空演变研究[J].长江流域资源与环境,2019,28(7):1520-1530.[ZHU Zhi-zhou,ZHONG Ye-xi.Spatio-temporal Evolution of Land Use and Ecosystem Service Value in Yangtze River Delta Urban Agglomeration [J].Resources and Environment in the Yangtze Basin,2019,28(7):1520-1530.]
- [7] YU Q R,FENG C C,SHI Y,*et al*.Spatiotemporal Interaction between Ecosystem Services and Urbanization in China: Incorporating the Scarcity Effects [J].Journal of Cleaner Production,2021,317:128392.
- [8] WANG Y,LI X M,ZHANG F,*et al*.Effects of Rapid Urbanization on Ecological Functional Vulnerability of the Land System in Wuhan,China: A Flow and Stock Perspective[J].Journal of Cleaner Production,2020,248:119284.
- [9] 陈万旭,李江风,朱丽君.长江中游地区生态系统服务价值空间分异及敏感性分析[J].自然资源学报,2019,34(2):325-337.[CHEN Wan-xu,LI Jiang-feng,ZHU Li-jun.Spatial Heterogeneity and Sensitivity Analysis of Ecosystem Services Value in the Middle Yangtze River Region [J].Journal of Natural Resources,2019,34(2):325-337.]
- [10] 税伟,杜勇,王亚楠,等.闽三角城市群生态系统服务权衡的时空动态与情景模拟[J].生态学报,2019,39(14):5188-5197.[SHUI Wei,DU Yong,WANG Ya-nan,*et al*.Spatio-temporal Dynamics and Scenarios Simulation of Trade-offs between Ecosystem Services in Min Delta Urban Agglomeration [J].Acta Ecologica Sinica,2019,39(14):5188-5197.]
- [11] 荔琢,蒋卫国,王文杰,等.基于生态系统服务价值的京津冀城市群湿地主导服务功能研究[J].自然资源学报,2019,34(8):1654-1665.[LI Zhuo,JIANG Wei-guo,WANG Wen-jie,*et al*.Study on the Wetland Leading Service Function of Jing-Jin-Ji Urban Agglomeration Based on the Ecosystem Service Value [J].Journal of Natural Resources,2019,34(8):1654-1665.]
- [12] SUN W,LI D H,WANG X R,*et al*.Exploring the Scale Effects, Trade-offs and Driving Forces of the Mismatch of Ecosystem Services[J].Ecological Indicators,2019,103:617-629.
- [13] KANG N N,HOU L L,HUANG J K,*et al*.Ecosystem Services Valuation in China: A Meta-analysis[J].Science of the Total Environment,2022,809:151122.
- [14] LUO Q L,ZHOU J F,LI Z G,*et al*.Spatial Differences of Ecosystem Services and Their Driving Factors: A Comparison Analysis among Three Urban Agglomerations in China's Yangtze River Economic Belt[J].Science of the Total Environment,2020,725:138452.
- [15] PAN N H,GUAN Q Y,WANG Q Z,*et al*.Spatial Differentiation and Driving Mechanisms in Ecosystem Service Value of Arid Region: A Case Study in the Middle and Lower Reaches of Shule River Basin,NW China[J].Journal of Cleaner Production,2021,319:128718.
- [16] YANG R F,REN F,XU W X,*et al*.China's Ecosystem Service Value in 1992-2018: Pattern and Anthropogenic Driving Factors Detection Using Bayesian Spatiotemporal Hierarchy Model [J].Journal of Environmental Management,2022,302:114089.
- [17] PENG K F,JIANG W G,LING Z Y,*et al*.Evaluating the Potential Impacts of Land Use Changes on Ecosystem Service Value under Multiple Scenarios in Support of SDG Reporting: A Case Study of the Wuhan Urban Agglomeration [J].Journal of Cleaner Production,2021,307:127321.
- [18] PIRES A P F,RODRIGUEZ SOTO C,SCARANO F R.Strategies to Reach Global Sustainability Should Take Better Account of Ecosystem Services[J].Ecosystem Services,2021,49:101292.
- [19] GUO S S,WU C Y,WANG Y H,*et al*.Threshold Effect of Ecosystem Services in Response to Climate Change, Human Activity and Landscape Pattern in the Upper and Middle Yellow River of China [J].Ecological Indicators,2022,136:108603.
- [20] QIU L F,PAN Y,ZHU J X,*et al*.Integrated Analysis of Urbanization-triggered Land Use Change Trajectory and Implications for Ecological Land Management: A Case Study in Fuyang, China [J].Science of the Total Environment,2019,660:209-217.
- [21] YU Y Y,LI J,ZHOU Z X,*et al*.Response of Multiple Mountain Ecosystem Services on Environmental Gradients: How to Respond, and Where Should Be Priority Conservation? [J].Journal of Cleaner Production,2021,278:123264.
- [22] LI W S,WANG L Q,YANG X,*et al*.Interactive Influences of Meteorological and Socioeconomic Factors on Ecosystem Service Values in a River Basin with Different Geomorphic Features [J].Science of the Total Environment,2022,829:154595.
- [23] 姜栋,马伟波,邹凤丽,等.乡镇尺度大娄山区生态系统服务价值时空变化研究[J].环境科学研究,2020,33(12):2713-2723.[JIANG Dong-dong,MA Wei-bo,ZOU Feng-li,*et al*.Spatiotemporal Changes of Ecosystem Service Value in Dalou Mountain Area at Township Scale [J].Research of Environmental Sciences,2020,33(12):2713-2723.]
- [24] WANG S J,LIU Z T,CHEN Y X,*et al*.Factors Influencing Ecosystem Services in the Pearl River Delta, China: Spatiotemporal Differentiation and Varying Importance[J].Resources, Conservation and Recycling,2021,168:105477.
- [25] 陈万旭,刘志玲,李江风,等.长江中游城市群生态系统服务和城镇化之间的空间关系研究[J].生态学报,2020,40(15):5137-5150.[CHEN Wan-xu,LIU Zhi-ling,LI Jiang-feng,*et al*.Mapping the Spatial Relationship between Ecosystem Services and Urbanization in the Middle Reaches of the Yangtze River Urban Agglomerations [J].Acta Ecologica Sinica,2020,40(15):5137-5150.]

- [26] 新华社.中共中央国务院印发《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》[EB/OL].(2019-12-01)[2019-12-01].http://www.gov.cn/zhengce/2019-12/01/content\_5457442.htm.
- [27] CHEN Z Q, YU B L, YANG C S, et al. An Extended Time Series (2000–2018) of Global NPP-VIIRS-like Nighttime Light Data from a Cross-sensor Calibration [J]. *Earth System Science Data*, 2021, 13(3):889–906.
- [28] 谢高地,张彩霞,张昌顺,等.中国生态系统服务的价值[J].*资源科学*,2015,37(9):1740–1746.[XIE Gao-di, ZHANG Cai-xia, ZHANG Chang-shun, et al. The Value of Ecosystem Services in China[J]. *Resources Science*, 2015, 37(9):1740–1746.]
- [29] 谢高地,张彩霞,张雷明,等.基于单位面积价值当量因子的生态系统服务价值化方法改进[J].*自然资源学报*,2015,30(8):1243–1254.[XIE Gao-di, ZHANG Cai-xia, ZHANG Lei-ming, et al. Improvement of the Evaluation Method for Ecosystem Service Value Based on Per Unit Area[J]. *Journal of Natural Resources*, 2015, 30(8):1243–1254.]
- [30] LIAW A, WIENER M. Classification and Regression by randomForest[J].*R News*,2002,2(3):18–22.
- [31] BREIMAN L. Random Forests [J]. *Machine Learning*, 2001, 45(1):5–32.
- [32] BREIMAN L, FRIEDMAN J, OLSHEN R, et al. Classification and Regression Trees [J]. *Encyclopedia of Ecology*, 2015, 57(3):582–588.
- [33] LEFCHECK J S. PiecewiseSEM: Piecewise Structural Equation Modelling Inr for Ecology, Evolution, and Systematics [J]. *Methods in Ecology and Evolution*, 2016, 7(5):573–579.
- [34] VALDÉS A, LENOIR J, DE FRENNE P, et al. High Ecosystem Service Delivery Potential of Small Woodlands in Agricultural Landscapes[J]. *Journal of Applied Ecology*, 2020, 57(1):4–16.
- [35] 石亚飞,石善恒,黄晓敏.基于R的结构方程模型在生态学中的应用[J].*生态学杂志*,2022,41(5):1015–1023.[SHI Ya-fei, SHI Shan-heng, HUANG Xiao-min. The Application of Structural Equation Modeling in Ecology Based on R[J]. *Chinese Journal of Ecology*, 2022, 41(5):1015–1023.]
- [36] JING X, SANDERS N J, SHI Y, et al. The Links between Ecosystem Multifunctionality and Above- and Belowground Biodiversity Are Mediated by Climate [J]. *Nature Communications*, 2015, 6:8159.
- [37] WANG Y, LI X M, ZHANG Q, et al. Projections of Future Land Use Changes: Multiple Scenarios-based Impacts Analysis on Ecosystem Services for Wuhan City, China [J]. *Ecological Indicators*, 2018, 94:430–445.
- [38] YANG L, SHEN F X, ZHANG L, et al. Quantifying Influences of Natural and Anthropogenic Factors on Vegetation Changes Using Structural Equation Modeling: A Case Study in Jiangsu Province, China [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2021, 280:124330.
- [39] 王若思,潘洪义,刘翊涵,等.基于动态当量的乐山市生态系统服务价值时空演变及驱动力研究[J].*生态学报*,2022,42(1):76–90.[WANG Ruo-si, PAN Hong-yi, LIU Yi-han, et al. Evolution and Driving Force of Ecosystem Service Value Based on Dynamic Equivalent in Leshan City [J]. *Acta Ecologica Sinica*, 2022, 42(1):76–90.]

**作者简介:** 马伟波(1991—),男,陕西陈仓人,助理研究员,硕士,主要从事城市生态与矿山生态保护修复研究。E-mail: maweibo@nies.org

(责任编辑:王昌群)

DOI: 10.19741/j.issn.1673-4831.2021.0816

郑可君,李琛,吴映梅,等.基于价值评估的川滇生态屏障区生境质量时空演变及其影响因素[J].生态与农村环境学报,2022,38(11):1377–1387.

ZHENG Ke-jun, LI Chen, WU Ying-mei, et al. Spatial-temporal Evolution of Habitat Quality and Its Influencing Factors in Ecological Conservation Area in Sichuan-Yunnan Provinces Based on Value Assessment [J]. Journal of Ecology and Rural Environment, 2022, 38(11): 1377–1387.

# 基于价值评估的川滇生态屏障区生境质量 时空演变及其影响因素

郑可君<sup>1,2</sup>, 李 琛<sup>1</sup>, 吴映梅<sup>1①</sup>, 高彬嫔<sup>1</sup>, 武 燕<sup>1</sup>, 李 婵<sup>1</sup> (1. 云南师范大学地理学部, 云南 昆明 650500;  
2. 云南省社会科学院, 云南 昆明 650034)

**摘要:** 重要生态功能区肩负着维持生态系统循环和保护生物多样性的重任, 揭示重要生态功能区生境质量的时空演变特征及影响因素对维护区域生态安全、促进人与自然和谐发展具有重要意义。综合生态系统服务价值、生境活力和生境威胁构建生境质量评估模型, 对2000—2018年川滇生态屏障区生境质量进行分析, 并运用地理探测器模型揭示其影响因素。结果表明:(1)2000—2018年川滇生态屏障区生境质量整体水平持续上升, 上升区域主要分布在研究区南部; 生境质量等级以中等、较高和较低为主, 生境质量等级转移变化以较低转为中等和中等转为较高为主。(2)2000—2018年川滇生态屏障区生境质量稳定发展区域面积占比(45.97%)>生境质量向好发展区域面积占比(43.46%)>生境质量向差发展区域面积占比(10.57%), 建议重视生境质量向差发展区域, 避免生境质量进一步恶化。(3)2000—2018年川滇生态屏障区生境质量演变过程主要受高程、气温、地形起伏度和距水域距离等自然因子的影响, 但人口密度、GDP、距城镇距离和夜间灯光强度等人为因子的影响程度也在不断增强。与此同时, 自然因子与人为因子的交互影响程度大于单因子影响程度。研究结果有助于揭示川滇生态屏障区生境质量时空演变过程, 为国家重要生态功能区建设及管理提供参考。

**关键词:** 价值评估; 生境质量; 影响因素; 川滇生态屏障区

**中图分类号:** X36    **文献标志码:** A    **文章编号:** 1673-4831(2022)11-1377-11

**Spatial-temporal Evolution of Habitat Quality and Its Influencing Factors in Ecological Conservation Area in Sichuan-Yunnan Provinces Based on Value Assessment.** ZHENG Ke-jun<sup>1,2</sup>, LI Chen<sup>1</sup>, WU Ying-mei<sup>1①</sup>, GAO Bin-pin<sup>1</sup>, WU Yan<sup>1</sup>, LI Chan<sup>1</sup> (1. Faculty of Geography, Yunnan Normal University, Kunming 650500, China; 2. Yunnan Academy of Social Sciences, Kunming 650034, China)

**Abstract:** The responsibility of maintaining ecosystem circulation and biodiversity protection falls on key ecological function areas. It is of great significance to reveal the spatial-temporal evolution characteristics and influencing factors of habitat quality in key ecological functional areas to maintain regional ecological security and promote the harmonious development between man and nature. Based on ecosystem service value (ESV), habitat vitality and habitat threats, a habitat quality assessment model was introduced to analyze the habitat quality in ecological conservation area in Sichuan-Yunnan provinces from 2000 to 2018, while using the geographical detector model to quantify the impact of natural and social-economy factors. The results indicate that: (1) The overall level of habitat quality in the study area showed an upward trend, particularly in the southern part of the study area. The habitat quality grades were mainly at medium, higher or lower levels, while the trend of which was either from lower to medium or medium to higher. (2) 45.97% of the study area's habitat quality was at stable level, 43.46% showed an upward trend, and 10.57% showed an downward trend. Priority should be given to the latter to avoid further deterioration. (3) It turned out that natural factors such as altitude, temperature, topography and

收稿日期: 2021-12-28

基金项目: 国家自然科学基金(41761037); 国家社会科学基金(19XMZ110); 云南省中青年学术和技术带头人后备人才(云科人发[2019]7号)

① 通信作者 E-mail: wuyingmei@hotmail.com

terrain, and the distance from waters, exerted primary influence on the spatial-temporal transfer process of habitat quality in the study area. In addition, impact of social-economy factors such as population density, GDP, distance from cities and towns, and night lighting is increasing. Compared with the effect either of natural factor or social-economy factor, the effect of interaction between natural and social-economy factors has profounder impact. This paper is concerned with illustrating the spatial-temporal evolution of habitat quality in ecological conservation area in Sichuan-Yunnan provinces, as well as providing reference for the construction and management of national key ecological function areas.

**Key words:** value assessment; habitat quality; influencing factor; ecological conservation area in Sichuan-Yunnan provinces

随着气候变化、人口剧增和资源的开发利用,土地利用类型不断被解构与重构,区域生境面临严峻挑战。生境是生物的居住场所,即生物个体、种群或群落能在其中完成生命过程的空间<sup>[1]</sup>。生境质量指一个地区为生命有机体提供栖息所需资源和条件的能力,其水平反映了区域生态安全和生态文明程度<sup>[2-3]</sup>。研究区域生境质量的时空演变特征及影响因素,掌握生境质量变化规律,是解决巨大人口压力和长期生态系统开发利用背景下一系列生态环境问题的基础<sup>[4]</sup>。中国正处在快速发展阶段,生态文明建设面临诸多难题,在《生物多样性公约》缔约方大会第十五次会议以“生态文明:共建地球生命共同体”为主题的背景下,为实现2050年生物多样性可持续利用和惠益分享、“人与自然和谐共生”美好愿景的目标,以绿色可持续为发展理念,评估生境质量对保障生态系统服务功能最大化发挥作用,维护自然生态系统平衡与可持续具有重要意义<sup>[5]</sup>。

生境质量评估为考量人类活动与生境质量互动关系提供了新视角,作为全球生态环境研究的重要领域和生态系统服务的重要内容,生境质量的空间量化及影响因素分析成为学术界关注的热点之一。1917年美国GRINNELL首次提出“生境”<sup>[1]</sup>,随后众多学者开始对区域生境优劣进行研究,并出现大量生境质量评价成果。早期,国内外生境质量研究主要集中在运用实地调研<sup>[6]</sup>、GIS数据处理和空间分析<sup>[7]</sup>等方法就某一生物的生存环境质量<sup>[8]</sup>展开研究。随着信息技术不断发展,生境质量研究朝着以下2个方向开展:(1)对大熊猫<sup>[9]</sup>、斑<sup>[10]</sup>等重点保护动物、野生动物和濒危物种开展的以了解物种生存环境、改善物种生存状况为目的的小尺度生境质量探究;(2)以生境质量评估方法探究<sup>[11]</sup>、区域生境质量时空演变规律<sup>[12]</sup>、生境质量影响因素<sup>[13]</sup>和提升生境质量<sup>[14]</sup>等内容为主,研究尺度涉及自然保护区<sup>[15]</sup>、流域<sup>[16]</sup>和行政区<sup>[17]</sup>等。生境质量研究方法以系统样方调查<sup>[6]</sup>、植被覆盖度<sup>[18]</sup>、生物完整性指数( IBI )评估<sup>[19]</sup>、MaxEnt模型<sup>[20]</sup>和In-

VEST模型<sup>[21]</sup>等为主,其中的InVEST生境质量模型为常用研究方法。也有学者提出基于价值评估的生境质量模型,围绕土地利用条件下本底生境质量价值和外部威胁下的生境质量主题,并采用植被净初级生产力(NPP)和归一化植被指数(NDVI)构建生境自身活力指标<sup>[22]</sup>。但鲜有结合多种生境质量评估模型对大区域尺度生态功能区生境质量进行评估的研究。鉴于此,在前人研究基础上,对基于价值评估的生境质量模型进行修正,从多方位考量生态功能区生境质量时空演变特征并进一步探究其影响因素。

川滇生态屏障区是“黄土高原—川滇生态屏障”的重要组成部分,是国家重要生态功能区,也是国家生态安全格局的重要组成部分,战略地位突出,维护其生境质量对人与自然和谐发展具有重要意义。以生态环境保护与区域可持续发展为导向,采用2000、2010和2018年土地利用数据,构建基于价值评估的生境质量评估模型,在系统分析生境质量时空演变特征的基础上,探究影响生境质量的主要因素,以揭示生境质量与自然环境、人类活动的内在联系,以期为维护生态屏障区生态系统服务功能、资源开发利用和分区管控提供决策依据,为丰富“两屏三带”全国生态系统保护和修复重大工程、建设美丽中国提供理论与实践参考。

## 1 研究区概况与数据处理

### 1.1 研究区概况

川滇生态屏障区(图1)是国家重要生态功能区,总面积为23.67万km<sup>2</sup>,包括四川省中部76个区(县、市)和云南省西北部17个区(县、市),地理坐标为26°32'~34°19' N,98°03'~104°58' E。研究区以高原山地温带、亚热带季风性气候区为主,气温及海拔差异较大,植被类型随海拔具有明显垂直带谱,景观类型多样。同时,研究区生物资源丰富,是全球生物多样性热点区域,有国家重点保护动物——大熊猫、滇金丝猴、绿尾虹雉、苏门羚、黑鹳和雪豹以及多种药用、香料、观赏植物和各类昆虫。

除此之外,研究区经济社会发展差异较大,同时存在经济发达和欠发达地区,是典型自然景观与人文景观兼具的复合型生态功能区。

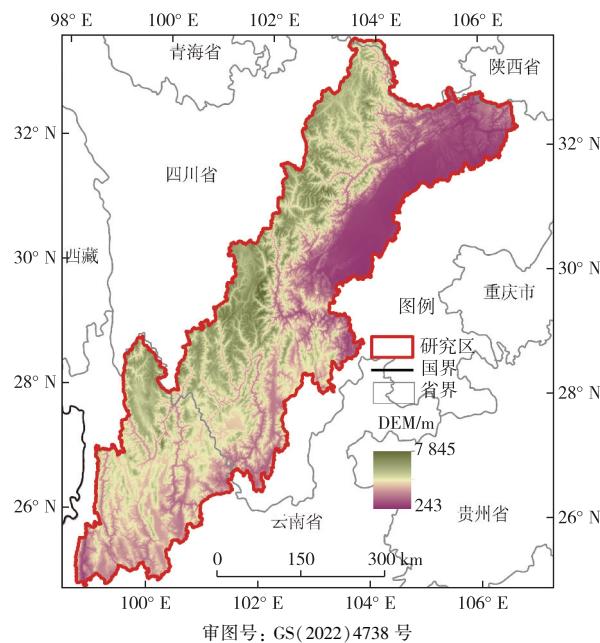


图1 研究区位置与地形

Fig. 1 Location and topography of the study area

## 1.2 数据来源与处理

研究区土地利用数据来源于中国科学院资源环境科学数据中心(<http://www.resdc.cn>),空间分辨率为100 m。NPP和NDVI数据来源于MODIS数据集(<https://modis.gsfc.nasa.gov/data>),其中,NDVI采用MOD13A2数据集,为8—9月植物生长季16 d合成数据集,空间分辨率为250 m;NPP采用MOD17A3年数据集,空间分辨率为500 m。粮食作物播种面积和粮食产量数据来源于《云南统计年鉴》《四川统计年鉴》及各地方经济和社会发展统计

公报,粮食价格数据来源于《全国农产品成本收益资料汇编—2019》。高程数据来自地理空间数据云(<http://www.gscloud.cn>),并采取移动窗口法提取最佳地形起伏度;年降水量、年均温、GDP和人口密度空间分布数据来源于中国科学院资源环境科学与数据中心(<http://www.resdc.cn>);夜间灯光强度数据来源于类NPP-VIIRS夜间灯光数据集(<https://doi.org/10.7910/DVN/YGIVCD>),土壤数据来源于中国科学院南京土壤研究所中国土壤数据库(<http://vdb3.soil.csdb.cn>);路网和水域数据来源于1:100万全国基础地理数据库(<https://www.webmap.cn>)。将以上数据的空间分辨率统一为100 m。

## 2 研究方法

### 2.1 生境质量评估

根据生境质量的内涵,基于栅格地类斑块构建综合生境质量评估模型,考虑基于本底价值的生境质量评估、基于活力的生境质量评估和基于威胁的生境质量评估3个层面因素构建综合生境质量评估模型<sup>[22]</sup>。

#### 2.1.1 基于本底价值的生境质量评估

生态系统服务价值高的地类是优质生境<sup>[23]</sup>,因此以地类生态系统服务价值作为本底价值开展生境质量评估。生态系统服务价值采用价值当量评估法,结合研究区域具体情况,参考COSTANZA等<sup>[24]</sup>和谢高地等<sup>[25]</sup>的研究成果,采用农田单位面积产粮的实际价值进行修正。考虑到区域之间的差异,对云南和四川生态系统服务价值系数分别进行修正。参考前人研究成果<sup>[26]</sup>对建设用地生态系统服务价值参数进行修正,得到不同地类单项生态系统服务价值系数(表1)。

表1 研究区不同土地利用类型生态系统服务价值(ESV)系数

Table 1 ESV coefficients of different land use types in the study area

功能类型	类别	耕地	林地	草地	水域	建设用地	未利用地
供给服务	食物生产	2 014.20	573.01	746.64	920.28	173.64	34.73
	原料生产	785.54	5 174.41	625.10	607.73	0.00	69.46
调节服务	气体调节	1 450.22	7 501.16	2 604.57	885.55	0.00	104.18
	气候调节	1 953.78	7 067.07	2 708.75	3 576.94	0.00	225.73
	废水处理	2 799.74	2 986.57	2 292.02	25 785.25	-4 271.50	451.46
	水文调节	1 550.93	7 101.80	2 639.30	32 591.86	-13 040.22	121.55
支持服务	土壤保持	2 960.88	6 980.25	3 889.49	711.92	34.73	295.18
	维持生物多样性	254.49	7 831.07	3 247.03	5 955.78	590.37	694.55
文化服务	美学景观	342.41	3 611.67	1 510.65	7 709.53	17.36	416.73
	合计	15 912.19	48 827.019	20 263.56	78 744.84	-16 495.61	2 413.57

按照1 km的网格尺度分别计算网格单元内各土地利用类型的生态系统服务价值和生态系统服务功能价值强度(即每个网格的生态系统服务功能价值/网格总面积,单位为元·km<sup>-2</sup>),最后采用克里金插值法得到空间分辨率为100 m的生态系统服务价值强度空间分布。

### 2.1.2 基于活力的生境质量评估

不同区域气候等环境差异导致同种地类提供的生物生存环境不同<sup>[22]</sup>。生态系统活力可以用于表征生物生存的环境质量,描述生态系统的新陈代谢和初级生产力<sup>[27]</sup>,其中,采用NDVI表征植被生长状况,采用NPP表征植物生产能力。以NDVI和NPP构建的基于生态系统活力的生境质量评估模型,可用于更加准确地判断区域为物种提供适宜生存环境的能力<sup>[3]</sup>。为统一单位,对NPP和NDVI进行归一化处理。由NPP和NDVI构建的生态系统活力指数模型为

$$Q_i = \frac{S_{NPPi} + S_{NDVIi}}{2}。 \quad (1)$$

式(1)中,  $Q_i$  为由研究区生态系统活力指数模型得到的生境质量;  $S_{NPPi}$  和  $S_{NDVIi}$  分别为栅格  $i$  的归一化植被净初级生产力和植被覆盖度。

### 2.1.3 基于威胁的生境质量评估

人类活动是威胁生境质量的一个主要因素。人类活动强度越大,生境所受到的威胁越大,生境质量越低,生物多样性水平越低;反之,区域受到人类活动的干扰越小,生境质量越好,生物多样性水平越高<sup>[28]</sup>。InVEST生境质量模型基于不同土地利用类型对威胁因子的敏感度和对外界的威胁强度计算生境质量退化程度,并进一步计算生境质量。因此,InVEST生境质量模型可作为基于威胁的生境质量评估模型。生境退化度( $D_{xy}$ )<sup>[29]</sup>计算公式为

$$D_{xy} = \sum_1^r \sum_1^y \left( \frac{w_r}{\sum_{r=1}^n w_r} \right) \times r_y \times i_{rxy} \times \beta_x \times S_{jr}。 \quad (2)$$

生境质量计算公式为

$$Q_{xy} = H_{xy} \left[ 1 - \left( \frac{D_{xy}^2}{D_{xy}^2 + k^2} \right) \right]。 \quad (3)$$

式(2)~(3)中,  $w_r$  为不同威胁因子权重;  $r_y$  为威胁因子强度;  $\beta_x$  为生境抗干扰水平;  $S_{jr}$  为不同生境对不同威胁因子的相对敏感程度;  $i_{rxy}$  为栅格  $y$  中威胁因子  $r$  对栅格  $x$  的影响;  $Q_{xy}$  为栅格  $x$  中土地利用类型  $j$  的生境质量;  $D_{xy}$  为栅格  $x$  中土地利用类型  $j$  的生境退化度;  $H_{xy}$  为栅格  $x$  中土地利用类型  $j$  的生境适应性;  $k$  为半饱和常数。生境质量值在0~1之间。

参照文献[11,14,29~30],结合区域实际情况,将水田、旱地、城镇用地、农村居民点用地、其他建设用地、未利用地、公路和铁路设为威胁因子,并设置相应的胁迫强度(表2)和土地利用类型对生境威胁因子的敏感度(表3)。

表2 威胁因子及其威胁强度

Table 2 Threat factors and their stress intensity

威胁因子	最大威胁距离/km	权重	空间衰退类型
水田	2	0.6	线性
旱地	3	0.6	线性
城镇用地	10	1.0	指数
农村居民点	6	0.7	指数
其他建设用地	8	1.0	指数
未利用地	3	0.4	线性
距公路距离	5	0.8	线性
距铁路距离	3	0.7	线性

### 2.1.4 综合生境质量模型

综合基于本底价值的生境质量评估、基于活力的生境质量评估和基于威胁的生境质量评估得到最终的生境质量<sup>[22]</sup>,其计算公式为

$$Q = Q_1 \times Q_2 \times Q_3。 \quad (4)$$

式(4)中,  $Q_1$  为基于本底价值的生境质量评估值;  $Q_2$  为基于活力的生境质量评估值;  $Q_3$  为基于生境所受威胁的生境质量评估值;  $Q$  为生境质量,其值越大表明生境质量越好。

以2000年川滇生态屏障区综合生境质量为基础,采用几何间隔法<sup>[3]</sup>将2000、2010和2018年生境质量值分为5个等级:低( $Q < 7.16$ )、较低( $7.16 \leq Q < 56.11$ )、中等( $56.11 \leq Q < 156.63$ )、较高( $156.63 \leq Q < 363.05$ )和高( $Q \geq 363.05$ )生境质量,并得到生境质量等级空间分布。

## 2.2 基于地理探测器的生境质量影响因素探测

地理探测器是王劲峰等<sup>[31]</sup>提出的一种适用于测量空间分层异质性程度的空间分析方法,目前已应用在多个领域,并取得很好的效果。参照文献[2,4],结合川滇生态屏障区人文、自然和社会属性,并充分考虑研究区地处2大阶梯交接处、地势高差较大的特性,从自然环境、社会经济和区域可达性3个方面选取12个影响因子:气温( $X_1$ )、降水( $X_2$ )、高程( $X_3$ )、坡度( $X_4$ )、地形起伏度( $X_5$ )、土壤有机质( $X_6$ )、GDP( $X_7$ )、人口密度( $X_8$ )、夜间灯光强度( $X_9$ )、距道路距离( $X_{10}$ )、距城镇距离( $X_{11}$ )和距水域距离( $X_{12}$ )。不同因子与生境质量相关程度的计算公式为

$$q = 1 - \frac{\sum_{h=1}^L N_h \sigma_h^2}{N \sigma^2} \quad (5)$$

式(5)中,  $q$  为某个因子对生境质量空间差异的解释力;  $N_h$  和  $N$  分别为层  $h$  和研究区单元数;  $\sigma_h^2$  和  $\sigma^2$  分别为层  $h$  和研究区生境质量的方差<sup>[31]</sup>;  $L$  为生境

质量或影响因子  $X$  的分类或分区。 $q$  值范围为 0~1, 且  $q$  值越大, 影响因子解释力就越大, 反之亦然。交互作用探测用来识别因素之间的相互作用关系, 并评估它们的组合效应以观察任何一对因素共同作用是否会增加或降低其对生境质量空间分异的解释力。两个因子间的关系可分为 5 类(表 4<sup>[31]</sup>)。

表 3 不同土地利用类型对各威胁因子的敏感度

Table 3 Sensitivity of different habitat types to different threat factors

类型	生境适宜度	水田	旱地	城镇用地	农村居民点	其他建设用地	未利用地	距公路距离	距铁路距离
水田	0.60	0	0.30	0.6	0.50	0.50	0.40	0.35	0.3
旱地	0.40	0.30	0	0.6	0.50	0.50	0.40	0.35	0.3
有林地	1.00	0.50	0.55	0.9	0.80	0.70	0.50	0.85	0.8
灌木地	0.90	0.40	0.45	0.7	0.60	0.50	0.40	0.55	0.5
疏林地	0.80	0.45	0.50	0.8	0.70	0.60	0.45	0.75	0.7
其他林地	0.70	0.35	0.40	0.7	0.65	0.55	0.40	0.60	0.5
高覆盖度草地	0.85	0.40	0.50	0.8	0.70	0.60	0.45	0.75	0.7
中覆盖度草地	0.70	0.35	0.45	0.7	0.65	0.60	0.40	0.65	0.6
低覆盖度草地	0.60	0.30	0.35	0.6	0.50	0.50	0.40	0.60	0.5
河渠	1.00	0.40	0.45	0.9	0.80	0.70	0.60	0.85	0.8
湖泊	1.00	0.40	0.45	0.9	0.80	0.70	0.60	0.85	0.8
水库坑塘	0.80	0.30	0.35	0.7	0.60	0.60	0.50	0.70	0.6
永久性冰川雪地	0.80	0.40	0.45	0.9	0.80	0.80	0.70	0.85	0.8
滩地	0.80	0.40	0.45	0.8	0.70	0.60	0.60	0.80	0.7
城镇用地	0	0	0	0	0	0	0	0	0
农村居民点	0	0	0	0	0	0	0	0	0
其他建设用地	0	0	0	0	0	0	0	0	0
沙地	0	0	0	0	0	0	0	0	0
戈壁	0	0	0	0	0	0	0	0	0
沼泽地	0.50	0.30	0.30	0.9	0.80	0.70	0.60	0.85	0.8
裸土地	0	0	0	0	0	0	0	0	0
其他	0	0	0	0	0	0	0	0	0

表 4 双因子交互作用结果类型<sup>[31]</sup>

Table 4 Types of two-factor interaction result

判断依据	交互作用类型
$q(X_1 \cap X_2) < \min[q(X_1), q(X_2)]$	非线性减弱
$\min[q(X_1), q(X_2)] < q(X_1 \cap X_2) < \max[q(X_1), q(X_2)]$	单因子非线性减弱
$q(X_1 \cap X_2) > \max[q(X_1), q(X_2)]$	双因子增强
$q(X_1 \cap X_2) = q(X_1) + q(X_2)$	独立
$q(X_1 \cap X_2) > q(X_1) + q(X_2)$	非线性增强

### 3 结果与分析

#### 3.1 生境质量等级总体分布特征

2000、2010 和 2018 年研究区生境质量值平均为 91.74、103.95 和 127.35, 研究期内生境质量增加 35.61, 生境质量总体向好发展。进一步对生境质量等级划分发现, 研究期间研究区以中等、较高和较低生境质量为主, 高、较高和低生境质量面积总体增加, 中等和较低生境质量面积总体减少(表 5)。

研究区低生境质量区域主要集中分布在东北部成都平原、中部甘孜藏族自治州和西南部迪庆藏族自治州(图 2), 这一方面是由于成都平原城镇分布密集, 人口集中度高, 以建设用地为主的土地利用类型不断扩大, 破坏了生态景观的联通性和完整性导致生态环境失去平衡, 生境质量差; 另一方面, 甘孜藏族自治州和迪庆藏族自治州海拔相对较高, 空气稀薄, 降水少, 气温低, 自然环境较为恶劣, 影响了植物和生物生长繁殖, 导致生境质量较差。较低生境质量区域主要分布在低生境质量区域周围, 区域面积持续减少, 发生变化区域集中在研究区南部。中等生境质量区域主要分布在研究区东北部和西南部地区, 区域面积先增加后减少, 发生变化区域主要分布在研究区南部。较高和高生境质量区域均主要分布在研究区南部地区。总体上看, 研究区南部地区生境质量较好且提高明显, 这表明国家“天然林保护工程”“退耕还林还草工程”“退耕还湖

工程”等一系列生态文明建设工程在川滇生态屏障区生态环境保护和生物多样性维护中发挥了积极

作用。

表 5 2000—2018 年川滇生态屏障区生境质量等级面积及其占比

Table 5 Area and proportion of different habitat quality grades in ecological conservation area in Sichuan-Yunnan provinces from 2000 to 2018

生境质量等级	2000 年		2010 年		2018 年	
	面积/km <sup>2</sup>	占比/%	面积/km <sup>2</sup>	占比/%	面积/km <sup>2</sup>	占比/%
低	7 788	3.29	7 042	2.98	8 355	3.53
较低	76 441	32.30	59 192	25.01	42 760	18.07
中等	110 613	46.74	116 152	49.08	98 114	41.46
较高	40 768	17.23	53 154	22.46	86 125	36.39
高	1 038	0.44	1 106	0.47	1 292	0.55

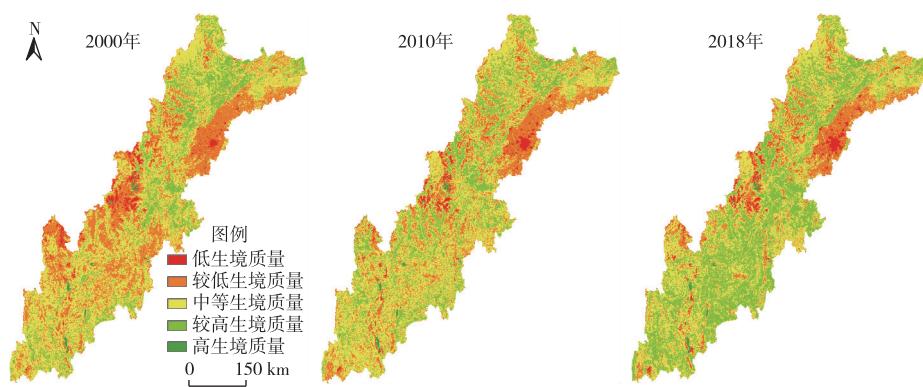


图 2 2000—2018 年川滇生态屏障区生境质量等级变化

Fig. 2 Change of habitat quality grades in ecological conservation area in Sichuan-Yunnan provinces from 2000 to 2018

### 3.2 生境质量等级转移特征

如图 3 所示,2000—2018 年川滇生态屏障区约有 39% 的区域生境质量等级发生转移,以中等生境质量转为较高生境质量为主,转移面积为 43 748 km<sup>2</sup>;其次为较低生境质量转为中等生境质量,转移面积为 31 216 km<sup>2</sup>。分等级来看,除等级保持稳定的区域外,低生境质量向较低生境质量转移、较高生境质量向中等生境质量转移和高生境质量向较高生境质量转移明显。

为进一步分析生境质量等级空间转移特征,根据 2000—2010 年(研究前期)和 2010—2018 年(研究后期)2 个时间段研究区生境质量变化情况将时空转移分为 9 种类型(图 4):保持稳定型(生境质量等级不变)、持续上升型(生境质量等级持续上升)、前期上升型(生境质量等级前期上升后期不变)、后期上升型(生境质量等级前期不变后期上升)、先升后降型(生境质量等级前期上升后期下降)、先降后升型(生境质量等级前期下降后期上升)、前期下降型(生境质量等级前期下降后期不变)、后期下降型(生境质量等级前期不变后期下降)和持续下降型

(生境质量等级持续下降)。

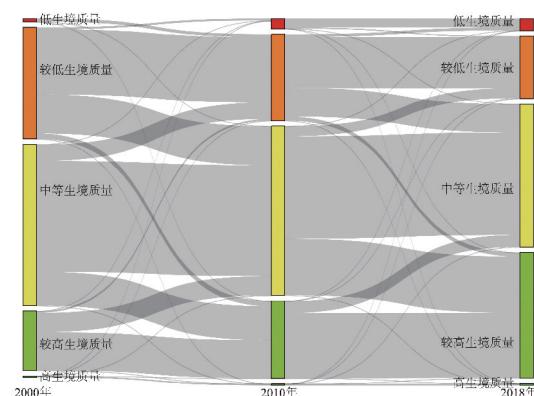


图 3 2000—2018 年生境质量等级转移桑基图

Fig. 3 Sankey map of habitat quality grade transfer from 2000 to 2018

生境质量向好发展的类型有持续上升型、前期上升型、后期上升型和先升后降型,区域面积为 102 839 km<sup>2</sup>,占总面积的 43.46%,持续上升型、前期上升型和后期上升型区域主要集中分布在研究区南部凉山彝族自治州、攀枝花市、怒江傈僳族自

治州、大理市、丽江市和保山市等地,先降后升型区域主要集中分布在研究区北部绵阳市、德阳市和成都市等地。这些地区植被覆盖度高,森林资源总面积占比大,草地生态系统保护较好,为自然恢复创造了条件,同时水源涵养功能得到提升,增强了生态系统循环能力,促使生境质量向好发展。

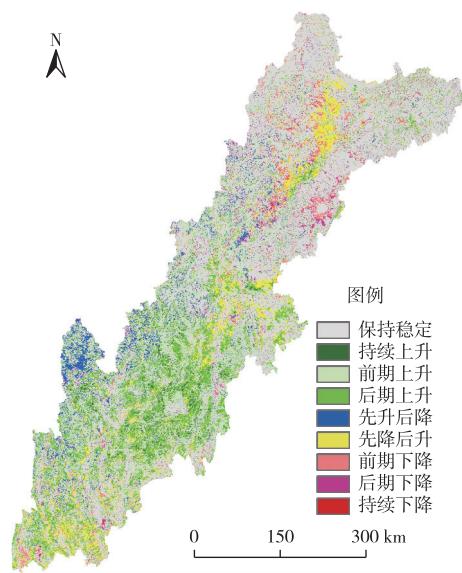


图4 2000—2018年川滇生态屏障区生境质量等级空间转移  
Fig. 4 Spatial transfer types of habitat quality grade in ecological conservation area in Sichuan-Yunnan provinces from 2000 to 2018

生境质量向差发展的类型有先升后降型、前期下降型、后期下降型和持续下降型,区域面积为25 023 km<sup>2</sup>,占总面积的10.57%。先升后降型区域主要分布在研究区西部迪庆藏族自治州、凉山彝族自治州和甘孜藏族自治州等地,2010年之后由于城镇化快速扩张,土地利用类型改变,加之干旱、火灾等灾害的综合影响,区域环境承载力不断面临挑战,生态系统遭到破坏,导致生境质量下降。前期下降型和后期下降型区域主要分布在研究区北部成都市、阿坝藏族自治州、德阳市、绵阳市和广元市以及南部保山市。受各地社会经济发展政策和速度差异的影响,生境质量变化情况有所不同,首先步入快速城镇化的城市,其生境质量在研究前期就表现出明显下降,如成都市、保山市,但在2010年之后,这些区域加强了生态环境保护,避免了生境质量进一步恶化。随着快速城镇化区域不断扩大,雅安市、成都市双流区等地区生境质量在研究后期出现下降。持续下降型区域主要分布在大理市、丽江市和阿坝藏族自治州等地,由于人类活动加剧,这

些地区生态环境质量逐渐变差且没有得到有效保护,出台的生态保护政策存在滞后性,生态系统失去平衡,导致生境质量不断下降。应在这类区域加强生态保护政策的针对性,防止生境质量进一步下降,为自然修复创造条件。

生境质量保持稳定的区域面积最大,为108 783 km<sup>2</sup>,占总面积的45.97%,分布范围广泛。这表明这些地区生态功能区环境保护和管理工作卓有成效,严格控制开发强度、加强产业发展引导、全面划定生态红线、加强生态功能评估、强化生态环境监管、健全生态补偿机制等措施的逐步推进,促使较高和高生境质量区域保持稳定的同时,保障低和较低生境质量区域生态环境得到及时修复,提升整体生境质量。

### 3.3 生境质量时空分异的影响因素

#### 3.3.1 影响因子驱动力探测

因子探测结果(表6)显示,研究期间影响因子 $X_3$ 、 $X_1$ 和 $X_5$ 解释力较大,这说明高程、气温和地形起伏度始终是影响生境质量的重要因子。

表6 川滇生态屏障区生境质量影响因子探测结果

Table 6 Detection results of factors affecting habitat quality in ecological conservation area in Sichuan-Yunnan provinces

影响因子	q值/%		
	2000年	2010年	2018年
气温( $X_1$ )	7.95	7.95	17.63
降水( $X_2$ )	1.38	1.87	1.70
高程( $X_3$ )	15.55	13.55	22.46
坡度( $X_4$ )	3.05	3.84	5.25
地形起伏度( $X_5$ )	5.10	6.45	9.02
土壤有机质( $X_6$ )	1.99	2.08	3.90
GDP( $X_7$ )	3.00	4.16	5.50
人口密度( $X_8$ )	3.08	5.82	6.11
夜间灯光强度( $X_9$ )	0.45	1.80	4.82
距道路距离( $X_{10}$ )	0.91	1.37	2.99
距城镇距离( $X_{11}$ )	1.00	0.52	3.30
距水域距离( $X_{12}$ )	1.85	1.05	2.11

川滇生态屏障区地处1、2级阶梯过渡区,高山峡谷南北纵列,高差巨大,地形起伏明显。受地形控制,区域气候特征垂直分异明显,土壤、植被也表现出显著垂直地带性。不同的地形地貌和不同的气候类型,对植物群落结构、分布、生长和演替产生长期影响,从而导致NPP、NDVI和生态系统服务价值空间分异显著,最终影响生境质量。随着研究区人类活动不断加剧,影响因子 $X_8$ 、 $X_7$ 、 $X_{11}$ 、 $X_9$ 和 $X_{10}$ 解释力逐渐增大,这表明区域生境质量所受的外部威胁不断增大,其中,夜间灯光强度、距城镇距离和距

道路距离的解释力变化较为明显,分别增加为研究期初的10.7、3.3和3.2倍,这反映人类活动对生境质量的影响在不断增强。总体来看,研究区生境质量虽仍以自然因素为主导,但在快速城镇化背景下,人类活动对区域生态环境的威胁逐渐增加,人为因素对区域生境质量变化的影响逐渐凸显。

### 3.3.2 影响因子交互探测

交互探测可以用来反映2个因子对生境质量影响的共同作用与单因子的差异。如图5所示,研究期驱动因子间交互探测结果均表现为非线性增强和双因子增强。2000年,对生境质量影响较大的交互因子为 $X_2 \cap X_3$ ,反映受区域地形地势的影响,高程对研究区生境质量空间分异起着重要作用;而降水能改善区域水循环,从而增加水资源以提升区域植被覆盖度,使得生境质量得到明显改善,高程与

降水叠加后对生境质量的影响更为显著,高程较低且降水较充沛的区域更利于植被生长,NPP和NDVI值越大,生境质量也越好。与2000年相比,2010年 $X_3 \cap X_5$ 和 $X_3 \cap X_8$ 解释力上升明显,是该时期生境质量的主要影响因素之一,反映出人为影响因素与高程的共同作用对植被生长的影响在不断增强。高程作为影响研究区生境质量的主要影响因子,与人类活动表征之一的距道路距离叠加成为威胁生境质量的主要因子,道路破坏了景观联通性,使得景观破碎度提高,对生境质量有较大负面影响。2018年交互影响解释力提升较大的为 $X_3 \cap X_{11}$ ,表明随着经济社会快速发展,表征人类活动的影响因子与表征自然环境的影响因子叠加后对生境质量的解释力逐渐增加。

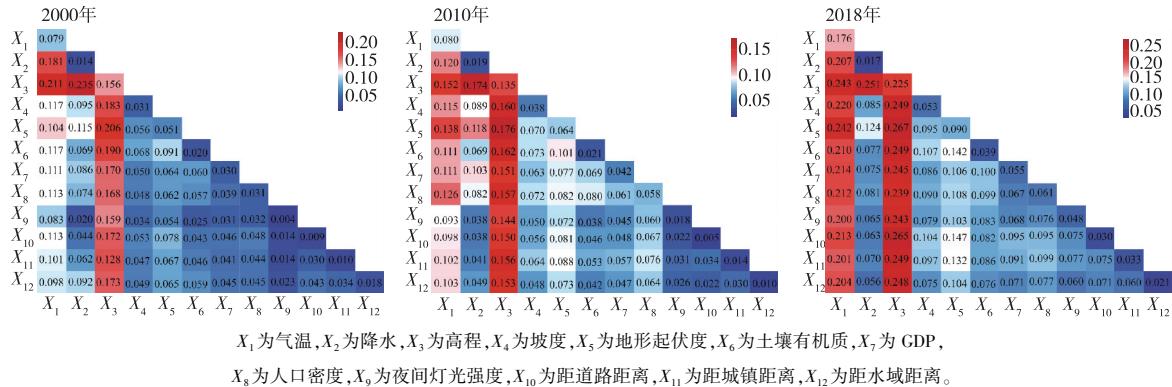


图5 生境质量影响因子交互作用探测结果

Fig. 5 Detection results of interaction between factors affecting habitat quality

## 4 讨论与结论

### 4.1 讨论

#### 4.1.1 基于价值评估的生境质量模型构建

生境质量被视为区域生物多样性和生态服务水平的重要表征,是区域生态安全保障和人类福祉提升的关键环节,对其进行评估有助于保护生物多样性,构建生态安全格局,因此,亟需选择更加科学的方法进行评估。目前生境质量评估多采用InVEST等单一模型,但单一模型无法全面客观地反映区域生境状况。与综合评估模型相比,InVEST模型基于土地利用格局和人为赋值,导致对同一地类进行评估时的差异性很小且较为主观,生境质量空间格局与土地利用格局高度相似<sup>[16]</sup>。另一方面,在生境质量时序评估中,部分主要自然地类变化较小,导致生境质量变化较小<sup>[29]</sup>。而由于研究区建设用地不断扩大,建设用地又是主要的威胁源和生境

较不适宜地类,因此,采用InVEST模型进行评估时通常得到整个研究区生境质量持续下降。以笔者研究为例,仅使用InVEST模型对研究区生境质量进行评估得到2000、2010和2018年生境质量指数分别为0.7693、0.7687和0.7671,变化趋势与综合评估模型结果相反。因此,仅以InVEST模型评估生境质量存在一定局限性,不能完全反映研究区实际情况,容易夸大人类活动对生境质量下降的影响<sup>[10,13]</sup>,忽视人类在生态环境保护和生境质量提高中所做的努力。基于InVEST模型构建生境质量综合评估模型能更准确反映研究区真实生境情况,一方面,生态系统可以持续为人类提供服务,这是生态环境保护的意义所在,也是绿水青山就是金山银山的重要体现,因此,利用生态系统服务价值反映生态系统服务情况是生境质量的重要表征之一。另一方面,NPP和NDVI作为生境生产力的一种表现形式,被用来优化生境质量评估,已逐渐成为解

决不同区域同种地类生态系统服务能力不同问题的方法之一。除此之外,已有研究结果<sup>[4,32]</sup>均表明川滇生态屏障区生态环境逐渐得到改善,笔者研究发现生境质量整体水平持续上升,生态状况总体向好的结果与之一致。综上所述,笔者研究结果科学客观,可有效反映研究区实际情况。

#### 4.1.2 生境质量等级转移特征

研究生境质量变化过程是掌握生境质量变化规律、提出科学合理生态环境保护策略的前提。目前,从时间维度来看,对生境质量演变的研究以对研究时间节点的分析为主,该方法能在一定程度上反映生境质量在研究期间的时空分布,但缺乏对生境质量中间过程的分析,而中间波动变化过程对分析生境质量变化规律至关重要。在前人研究的基础上,笔者研究借鉴土地利用变化时空转移分类<sup>[33]</sup>的分析方法,将生境质量中间变化过程通过等级转移变化分类的方式表示出来并加以分析。结合研究区实际情况,将 2000—2018 年分为 2 个时期,2000—2010 年为前期,2010—2018 年为后期,得到川滇生态屏障区生境质量在 2 个时间段的变化类型,共分为 3 大类、9 小类。

#### 4.1.3 人类活动对生境质量的影响

川滇生态屏障区生境质量总体有所提升,但低生境质量区域面积不断扩大,生境质量向差发展的区域面积也较大,生态环境仍面临较大威胁。究其原因,虽然研究区加大了生态建设投入,通过推进退耕还林(草)和天然林保护等生态工程,使得生境质量总体有所提升。但由于快速城镇化影响,人类活动加剧,土地利用类型改变,生态保护政策滞后,加上干旱、火灾等灾害的综合影响,区域环境承载力不断面临挑战,导致部分区域生境质量变差。这些区域应进一步加强管控,防止生境质量进一步恶化,以生态系统综合整治和自然修复为基础,以解决人地矛盾为目标,全面加强生境质量保护工作:(1)加强林地、草地和耕地的整体性保护,加强景观连通性,对破碎景观斑块加以修复;(2)立足横断山区生物多样性保护,继续实施天然林保护工程和退耕退牧还林还草工程;(3)构建城市生态廊道,开发湿地公园以形成生态安全网络,促进生境质量向好发展。对生境质量向好发展的区域,应进一步加强生态环境建设,严格控制开发强度,重视国土空间用途管制,制定有针对性的区域发展政策,因地制宜、合理布局,保持生境质量向好发展趋势。对生境质量持续不变的区域,根据不同生境质量等级和不同区域主体功能定位,科学统筹,分类施策,

进行差别化的规划引导,避免盲目发展、经营管理不善、监督不力等问题,践行“两山”发展理念,推动生境质量整体向好发展。

#### 4.2 结论

以川滇生态屏障区为例,引入 NPP 和 NDVI 作为生境质量评估的重要参数,对基于 InVEST 模型的研究区生境质量评估进行修正,分析 2000—2018 年研究区生境质量等级分布及空间转移特征,并采用地理探测器从自然环境、经济社会和区域可达性 3 个方面选取 12 个影响因子探测研究区生境质量空间分异的影响机制,形成以下结论:

(1) 2000—2018 年川滇生态屏障区生境质量均值持续上升,生态状况总体向好。研究区以中等、较高和较低生境质量区域为主,高、较高和低生境质量区域面积有所增加,中等和较低生境质量区域面积有所减少。

(2) 研究区生境质量等级转移过程较为复杂,表现出以较低生境质量转为中等生境质量、中等生境质量转为较高生境质量为主的转移规律。从生境质量空间转移特征来看,生境质量相对稳定区域面积>生境向好发展区域面积>生境质量向差发展区域面积,今后需重点关注生境质量向差发展区域,避免其生境质量进一步恶化。

(3) 研究区生境质量时空分异特征受自然因素与人为因素的共同作用。从单因子探测结果来看,生境质量空间分异以自然因素为主导,其中,高程、气温、地形起伏度和距水域距离等因子的影响程度较强;随着城镇化进程发展,人为因素对生境质量的影响程度不断增强,其中,人口密度、GDP、距城镇距离和夜间灯光强度等因子对生境质量的影响程度较强。从因子交互探测结果来看,两两因子交互均呈现为非线性增强和双因子增强,研究期间高程与其他因子交互影响程度最大,随着时间推进,气温与其他因子的交互后影响程度明显增强。

#### 参考文献:

- [1] 张洪亮,李芝喜,王人潮,等.基于 GIS 的贝叶斯统计推理技术在印度野牛生境概率评价中的应用 [J].遥感学报,2000,4(1): 66—70,83. [ZHANG Hong-liang, LI Zhi-xi, WANG Ren-chao, et al. Application of Bayesian Statistics Inference Techniques Based on GIS to the Evaluation of Habitat Probabilities of Bos Gaurus Readei [J]. Journal of Remote Sensing, 2000, 4 ( 1 ) : 66—70,83.]
- [2] 杨洁,谢保鹏,张德罡.黄河流域生境质量时空演变及其影响因素 [J].中国沙漠,2021,41(4):12—22. [ YANG Jie, XIE Bao-peng, ZHANG De-gang. Spatial-temporal Evolution of Habitat

- Quality and Its Influencing Factors in the Yellow River Basin Based on InVEST Model and GeoDetector [J]. *Journal of Desert Research*, 2021, 41(4): 12–22.]
- [3] 彭建, 徐飞雄. 不同格网尺度下的黄山市生境质量差异分析 [J]. *地球信息科学学报*, 2019, 21(6): 887–897. [PENG Jian, XU Fei-xiong. Effect of Grid Size on Habitat Quality Assessment: A Case Study of Huangshan City [J]. *Journal of Geo-information Science*, 2019, 21(6): 887–897.]
- [4] 高彬嫔, 李琛, 吴映梅, 等. 川滇生态屏障区景观生态风险评价及影响因素 [J]. *应用生态学报*, 2021, 32(5): 1603–1613. [GAO Bin-pin, LI Chen, WU Ying-mei, et al. Landscape Ecological Risk Assessment and Influencing Factors in Ecological Conservation Area in Sichuan-Yunnan Provinces, China [J]. *Chinese Journal of Applied Ecology*, 2021, 32(5): 1603–1613.]
- [5] 傅伯杰, 王晓峰, 冯晓明, 等. 国家生态屏障区生态系统评估 [M]. 北京: 科学出版社, 2017: 1.
- [6] 欧阳志云, 刘建国, 张和民. 卧龙大熊猫生境的群落结构研究 [J]. *生态学报*, 2000, 20(3): 458–462. [OUYANG Zhi-yun, LIU Jian-guo, ZHANG He-min. Community Structure Analysis of Giant Panda Habitat in Wolong [J]. *Acta Ecologica Sinica*, 2000, 20(3): 458–462.]
- [7] STORE R, KANGAS J. Integrating Spatial Multi-criteria Evaluation and Expert Knowledge for GIS-based Habitat Suitability Modelling [J]. *Landscape and Urban Planning*, 2001, 55(2): 79–93.
- [8] LI Z Y, ELIZABETHROGERS M. Habitat Quality and Range Use of White-headed Langurs in Fusui, China [J]. *Folia Primatologica*, 2005, 76(4): 185–195.
- [9] 王建宏, 蒲政. 甘肃大熊猫生境质量评价 [J]. *动物学杂志*, 2016, 51(4): 509–516. [WANG Jian-hong, PU Mei. Habitat Quality Evaluation of Giant Panda (*Ailuropoda melanoleuca*) in Gansu [J]. *Chinese Journal of Zoology*, 2016, 51(4): 509–516.]
- [10] LEE D J, JEON S W. Estimating Changes in Habitat Quality through Land-use Predictions: Case Study of Roe Deer (*Capreolus pygargus* Tianschanicus) in Jeju Island [J]. *Sustainability*, 2020, 12(23): 10123.
- [11] ZHANG H, ZHANG C, HU T, et al. Exploration of Roadway Factors and Habitat Quality Using InVEST [J]. *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 2020, 87: 102551.
- [12] 刘园, 周勇, 杜越天. 基于 InVEST 模型的长江中游经济带生境质量的时空分异特征及其地形梯度效应 [J]. *长江流域资源与环境*, 2019, 28(10): 2429–2440. [LIU Yuan, ZHOU Yong, DU Yue-tian. Study on the Spatio-temporal Patterns of Habitat Quality and Its Terrain Gradient Effects of the Middle of the Yangtze River Economic Belt Based on InVEST Model [J]. *Resources and Environment in the Yangtze Basin*, 2019, 28(10): 2429–2440.]
- [13] SONG Y N, WANG M, SUN X F, et al. Quantitative Assessment of the Habitat Quality Dynamics in Yellow River Basin, China [J]. *Environmental Monitoring and Assessment*, 2021, 193(9): 614.
- [14] 梁晓瑶, 袁丽华, 宁立新, 等. 基于 InVEST 模型的黑龙江省生境质量空间格局及其影响因素 [J]. *北京师范大学学报(自然科学版)*, 2020, 56(6): 864–872. [LIANG Xiao-yao, YUAN Li-hua, NING Li-xin, et al. Spatial Pattern of Habitat Quality and Driving Factors in Heilongjiang Province [J]. *Journal of Beijing Normal University (Natural Science)*, 2020, 56(6): 864–872.]
- [15] YANG H B, HUANG Q Y, ZHANG J D, et al. Range-wide Assessment of the Impact of China's Nature Reserves on Giant Panda Habitat Quality [J]. *Science of the Total Environment*, 2021, 769: 145081.
- [16] YOHANNES H, SOROMESSA T, ARGAW M, et al. Spatio-Temporal Changes in Habitat Quality and Linkage with Landscape Characteristics in the Beressa Watershed, Blue Nile Basin of Ethiopian Highlands [J]. *Journal of Environmental Management*, 2021, 281: 111885.
- [17] ZHANG X R, SONG W, LANG Y Q, et al. Land Use Changes in the Coastal Zone of China's Hebei Province and the Corresponding Impacts on Habitat Quality [J]. *Land Use Policy*, 2020, 99: 104957.
- [18] 张静静, 郝海超, 郝兴明, 等. 塔里木河下游生态输水对天然植被 NPP 的影响 [J]. *干旱区地理*, 2021, 44(3): 708–717. [ZHANG Jing-jing, HAO Hai-chao, HAO Xing-ming, et al. Effects of Ecological Water Conveyance on NPP of Natural Vegetation in the Lower Reaches of Tarim River [J]. *Arid Land Geography*, 2021, 44(3): 708–717.]
- [19] 阴琨, 赵然, 李中宇, 等. 松花江流域水生态环境中生物与生境和化学要素间的关联性研究 [J]. *中国环境监测*, 2015, 31(1): 17–23. [YIN Kun, ZHAO Ran, LI Zhong-yu, et al. Study on the Correlation between Biological and Habitat, Chemical Elements of Water Ecosystem Quality in Songhua River Basin [J]. *Environmental Monitoring in China*, 2015, 31(1): 17–23.]
- [20] 李美玲, 陈强强, 汪沐阳, 等. 基于 MaxEnt 模型的马可波罗盘羊生境适宜性评价 [J]. *生态学杂志*, 2019, 38(2): 594–603. [LI Mei-ling, CHEN Qiang-qiang, WANG Mu-yang, et al. Assessment of Habitat Suitability of *Ovis ammon polii* Based on MaxEnt Modeling in Taxkorgan Wildlife Nature Reserve [J]. *Chinese Journal of Ecology*, 2019, 38(2): 594–603.]
- [21] 王燕, 高吉喜, 金宇, 等. 基于 2005—2015 年土地利用变化和 InVEST 模型的内蒙古巴林右旗农牧交错带生境质量研究 [J]. *生态与农村环境学报*, 2020, 36(5): 654–662. [WANG Yan, GAO Ji-xi, JIN Yu, et al. Habitat Quality of Farming-pastoral Ecotone in Bairin Right Banner, Inner Mongolia Based on Land Use Change and InVEST Model from 2005 to 2015 [J]. *Journal of Ecology and Rural Environment*, 2020, 36(5): 654–662.]
- [22] 彭建, 吴见, 徐飞雄, 等. 基于价值评估的黄山市生境质量时空演变特征分析 [J]. *生态学报*, 2021, 41(2): 665–679. [PENG Jian, WU Jian, XU Fei-xiong, et al. Spatio-temporal Evolution Characteristics of Habitat Quality in Typical Tourism Cities Based on Value Evaluation: A Case Study of Huangshan [J]. *Acta Ecologica Sinica*, 2021, 41(2): 665–679.]
- [23] 吴健生, 毛家颖, 林倩, 等. 基于生境质量的城市增长边界研究: 以长三角地区为例 [J]. *地理科学*, 2017, 37(1): 28–36. [WU Jian-sheng, MAO Jia-ying, LIN Qian, et al. Urban Growth Boundary Based on the Evaluation of Habitat Quality: Taking the Yangtze River Delta as an Example [J]. *Scientia Geographica Sinica*, 2017, 37(1): 28–36.]
- [24] COSTANZA R, D'ARGE R, DE GROOT R, et al. The Value of the World's Ecosystem Services and Natural Capital [J]. *Ecological Economics*, 1998, 25(1): 3–15.

- [25] 谢高地,张彩霞,张雷明,等.基于单位面积价值当量因子的生态系统服务价值化方法改进[J].自然资源学报,2015,30(8):1243-1254. [XIE Gao-di, ZHANG Cai-xia, ZHANG Lei-ming, et al. Improvement of the Evaluation Method for Ecosystem Service Value Based on Per Unit Area [J]. Journal of Natural Resources, 2015, 30(8): 1243-1254.]
- [26] 李晓赛,朱永明,赵丽,等.基于价值系数动态调整的青龙县生态系统服务价值变化研究[J].中国生态农业学报,2015,23(3):373-381. [LI Xiao-sai, ZHU Yong-ming, ZHAO Li, et al. Ecosystem Services Value Change in Qinglong County from Dynamically Adjusted Value Coefficients [J]. Chinese Journal of Eco-agriculture, 2015, 23(3): 373-381.]
- [27] 袁毛宁,刘焱序,王曼,等.基于“活力-组织力-恢复力-贡献力”框架的广州市生态系统健康评估[J].生态学杂志,2019,38(4):1249-1257. [YUAN Mao-ning, LIU Yan-xu, WANG Man, et al. Ecosystem Health Assessment Based on the Framework of Vigor, Organization, Resilience and Contribution in Guangzhou City [J]. Chinese Journal of Ecology, 2019, 38(4): 1249-1257.]
- [28] 张学儒,周杰,李梦梅.基于土地利用格局重建的区域生境质量时空变化分析[J].地理学报,2020,75(1):160-178. [ZHANG Xue-ru, ZHOU Jie, LI Meng-mei. Analysis on Spatial and Temporal Changes of Regional Habitat Quality Based on the Spatial Pattern Reconstruction of Land Use [J]. Acta Geographica Sinica, 2020, 75(1): 160-178.]
- [29] 高庆彦,潘玉君,刘化.基于InVEST模型的大理州生境质量时空演化研究[J].生态与农村环境学报,2021,37(3):402-408. [GAO Qing-yan, PAN Yu-jun, LIU Hua. Spatial-temporal Evolution of Habitat Quality in the Dali Bai Autonomous Prefecture Based on the InVEST Model [J]. Journal of Ecology and Rural Environment, 2021, 37(3): 402-408.]
- [30] 李晴,周勇,Mary Ann CUNNINGHAM,等.基于InVEST模型的1980—2100年长江中下游地区动植物生境质量时空变化研究[J].资源与生态学报,2021,12(1):43-55. [LI Qing, ZHOU Yong, Mary Ann CUNNINGHAM, et al. Spatio-temporal Changes in Wildlife Habitat Quality in the Middle and Lower Reaches of the Yangtze River from 1980 to 2100 Based on the InVEST Model [J]. Journal of Resources and Ecology, 2021, 12(1): 43-55.]
- [31] 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 Jin-feng, XU Cheng-dong. Geodetector: Principle and Prospective [J]. Acta Geographica Sinica, 2017, 72(1): 116-134.]
- [32] LI C, WU Y M, GAO B P, et al. Multi-scenario Simulation of Ecosystem Service Value for Optimization of Land Use in the Sichuan-Yunnan Ecological Barrier, China [J]. Ecological Indicators, 2021, 132: 108328.
- [33] 李硕,沈占锋,刘克俭,等.大清河流域土地利用变化的地形梯度效应分析[J].农业工程学报,2021,37(5):275-284. [LI Shuo, SHEN Zhan-feng, LIU Ke-jian, et al. Analysis of Terrain Gradient Effects of Land Use Change in Daqing River Basin [J]. Transactions of the Chinese Society of Agricultural Engineering, 2021, 37(5): 275-284.]

**作者简介:** 郑可君(1991—),女,云南昆明人,助理研究员,博士生,研究方向为城市与区域发展。E-mail: 285630893@qq.com

(责任编辑:王昌群)

DOI: 10.19741/j.issn.1673-4831.2021.0803

肖广敏,茹淑华,侯利敏,等.河北省小麦玉米生产体系碳足迹分析[J].生态与农村环境学报,2022,38(11):1388–1395.

XIAO Guang-min, RU Shu-hua, HOU Li-min, et al. Carbon Footprint Analysis of Wheat-maize Production System in Hebei Province [J]. Journal of Ecology and Rural Environment, 2022, 38(11): 1388–1395.

## 河北省小麦玉米生产体系碳足迹分析

肖广敏, 茹淑华, 侯利敏, 王 策, 赵欧亚, 孙世友<sup>①</sup>, 王 凌, 刘 蕾, 张国印 (河北省农林科学院农业资源环境研究所/河北省肥料技术创新中心, 河北 石家庄 050051)

**摘要:** 通过定量分析河北省小麦-玉米生产体系碳足迹及其影响因素,为发展绿色低碳农业提供理论依据和科学支撑。基于2018年河北省小麦和玉米的化肥、农药、农膜和柴油用量,以及灌溉耗电量、播种面积和产量等统计数据,采用生命周期评价方法对小麦玉米生产体系碳足迹进行估算。结果表明,河北省小麦种植季碳排放量、碳固定量和碳足迹量(以CO<sub>2</sub>计)分别为952万、463万和489万t,玉米种植季分别为899万、588万和311万t。小麦种植季碳排放量高于玉米种植季,碳固定量低于玉米种植季。灌溉、肥料和农田排放在碳排放源中排名居前3位,其排放量分别占年碳排放总量的37.00%、31.17%和18.69%;秸秆还田的固碳量高于化肥施用,占总固碳量的84.78%。化肥和农业机械对碳排放的贡献率分别为49.54%和43.97%,对成本的贡献率均约为40%,高于其他农资投入对碳排放和成本的贡献率。小麦玉米轮作体系碳足迹为正值,即小麦-玉米生产过程为碳排放过程,灌溉量大、单质氮肥用量高是造成小麦种植季碳排放量高于玉米种植季的主要原因。减量施肥和节水灌溉是减少河北省小麦玉米生产体系碳排放、降低生产成本和增加利润最直接有效的方法。

**关键词:** 生命周期评价; 碳排放; 碳固定; 碳足迹

中图分类号: X82 文献标志码: A 文章编号: 1673-4831(2022)11-1388-08

**Carbon Footprint Analysis of Wheat-maize Production System in Hebei Province.** XIAO Guang-min, RU Shu-hua, HOU Li-min, WANG Ce, ZHAO Ou-ya, SUN Shi-you<sup>①</sup>, WANG Ling, LIU Lei, ZHANG Guo-yin (Institute of Agricultural Resources and Environment, Hebei Academy of Agriculture and Forestry Science/ Hebei Fertilizer Technology Innovation Center, Shijiazhuang 050051, China)

**Abstract:** Analysis of carbon (C) footprint and related influence factors were beneficial for providing a theoretical support and scientific basis to low carbon agriculture development in Hebei province. Based on the statistical consumption of fertilizer, pesticide, agricultural film and diesel consumption, irrigation power consumption, sown area and yield of wheat and maize in Hebei Province in 2018, a life cycle assessment (LCA) method was used to calculate the C footprint during winter wheat and summer maize production process, which will provide a theoretical support and scientific basis for the development of low-carbon agriculture. The results show that the C emissions, C sequestration and C footprint of winter wheat were  $952 \times 10^4$ ,  $463 \times 10^4$  and  $489 \times 10^4$  t CO<sub>2</sub> eq in wheat season, and  $899 \times 10^4$ ,  $588 \times 10^4$  and  $311 \times 10^4$  t CO<sub>2</sub> eq in maize season, respectively. The annual total carbon emissions, carbon sequestration and carbon footprint of the province for the 2 crops were  $1851 \times 10^4$ ,  $1051 \times 10^4$  and  $800 \times 10^4$  t CO<sub>2</sub> eq, respectively. The C emissions and C footprint of winter wheat were 5.90% and 57.23% higher than that of summer maize, but the C sequestration was 21.26% lower than that of summer maize. The emissions related to irrigation, fertilizer and farmland dominated the CO<sub>2</sub> emission, which accounted for 37.00%, 31.17% and 18.69% of the total annual C emissions, respectively. The C sequestration of straw incorporation accounted for 84.78% of the annual C sequestration, which was significantly higher than C sequestration caused by chemical fertilizer application. C emissions contributed by chemical fertilizer and machinery were 49.54% and 43.97%, respectively, and the contribution to cost were both with nearly 40% of the total cost inputs, which are significantly higher than the contribution of other agricultural inputs to carbon emissions and cost. The positive C footprint indicate that wheat-maize production system is the source of carbon emissions. The large amount of irrigation water input and the higher nitrogen fer-

收稿日期: 2021-12-23

基金项目: 河北省重点研发计划(20323601D); 国家重点研发计划(2017YFD0800600); 河北省农林科学院创新工程(2019-1-3)

① 通信作者 E-mail: sunshiyu@126.com

tilizer application are the main reasons for the higher carbon emissions of winter wheat. Therefore, reducing the amount of fertilizer application and reducing water irrigation are the most direct and effective ways to the reducing of C emissions and production costs of winter wheat-summer maize production system in Hebei Province.

**Key words:** life cycle assessment; carbon emission; carbon sequestration; carbon footprint

近年来,随着社会的发展,温室气体排放引发的全球气候变暖问题被各国广泛关注,气候变化成为全世界面临的共同挑战<sup>[1]</sup>。农业源排放是主要的温室气体排放源,占人类温室气体排放量的30%<sup>[2]</sup>。我国作为农业大国,以占世界总量9%的耕地养活了22%的人口<sup>[3]</sup>,农业源温室气体是我国第二大温室气体排放源<sup>[4]</sup>。为应对全球气候变化,党的十九届五中全会提出,到2035年我国碳排放达峰后稳中有降。碳足迹(carbon footprint)是用来衡量某种活动引起的直接或间接温室气体总排放量的生态足迹概念<sup>[5]</sup>。碳足迹计算方法主要包括生命周期评价法(life cycle assessment, LCA)、投入产出法(input output assessment, IOA)和混合生命周期评价法(hybrid LAC)。LCA法是国际标准化组织认可的一种碳足迹计算方法,LCA法将碳足迹定义为基于生命周期评价方法来计算产品生产系统内温室气体排放与消纳之和,并用CO<sub>2</sub>当量(以CO<sub>2</sub>计)形式来评价对气候变化的影响<sup>[6]</sup>。LCA法在计算碳足迹时考虑了较多细节,其分析结果具有很强针对性,目前被广泛应用<sup>[7]</sup>。

农田生态系统是典型的人工生态系统,在作物种植过程中既能引起碳排放,同时又能引起碳固定,而农田生态系统碳足迹应该是碳排放量与碳固定量的差值<sup>[8]</sup>。目前已经有众多研究将生命周期评价方法运用到农业领域碳足迹核算中<sup>[9]</sup>。但是农业生产碳足迹研究中计算方法存在较大差异,导致不同研究中出现同一种作物生产体系碳足迹为正或负这样完全相反的结论<sup>[10-11]</sup>,碳足迹计算方法的差异成为我国低碳农业发展的瓶颈。造成碳足迹计算差异的因素较多,不同区域间自然条件、种植制度和农业管理措施存在较大差异,导致同一种作物在不同地区碳足迹变异较大<sup>[12]</sup>,而计算碳足迹时系统边界选择和碳排放系数选择的差异也会造成碳足迹计算结果的差异<sup>[13]</sup>。以LCA方法为基础,根据我国国情建立农业生产碳足迹核算方法,科学评价我国农业生产产生的温室效应,对农业生产碳减排具有重要意义。

河北省地处华北平原,是我国重要的小麦玉米生产基地,2019年小麦和玉米产量分别达到1 451万和1 941万t。河北省作为京津冀一体化协同发展

展的重要组成部分,在保障国家粮食安全的同时,大量农资投入也带来了温室效应和面源污染等环境问题。随着国家“碳中和”概念的提出,河北省粮食生产的碳减排面临着严峻挑战,而目前针对该省粮食作物生产的碳足迹还缺乏深入研究。为促进河北省农业绿色低碳发展,基于农业统计数据,采用中国学者提出的符合中国实际情况的碳排放和碳固定系数,充分考虑小麦玉米生产体系碳排放及碳固定,建立小麦玉米生产体系碳足迹模型,估算了2018年河北省小麦玉米生产体系碳足迹,定量分析小麦玉米生产过程碳足迹及其构成,探讨小麦玉米生产体系碳足迹的影响因素,以期为河北省农业碳中和研究和绿色发展提供理论依据。

## 1 材料与方法

### 1.1 数据来源

小麦和玉米化肥用量、农药用量、农膜用量、柴油用量、灌溉耗电量、播种面积和产量数据来源于《2019全国农产品成本收益资料汇编》和《2019中国农村统计年鉴》,氮肥用量根据施用肥料单质氮肥用量和复合肥种类及用量进行计算,秸秆量根据小麦玉米产量,使用草谷比进行估算,秸秆还田比例为90%<sup>[14]</sup>。

### 1.2 构建小麦玉米生产体系碳足迹理论模型

系统边界由农资的生产(化肥等农资排放因子核算中包括上游化石燃料和原料的开采、运输和制造)开始,至作物收获后结束(图1)。小麦玉米生产体系碳足迹核算的系统边界包括种子、化肥、农药、农膜等农业投入品生产加工过程中的碳排放,作物生长过程中灌溉耗电的碳排放,播种耕作收割等过程中农机柴油消耗造成的碳排放,施用氮肥造成的农田氧化亚氮(N<sub>2</sub>O)直接排放和由氨挥发氮淋溶造成的N<sub>2</sub>O间接排放转化的碳排放(农田碳排放),施用氮肥引起的碳固定和秸秆还田引起的碳固定。除了施用氮肥和秸秆还田外,免耕也会引起土壤碳固定<sup>[12]</sup>,但是由于河北省在实际农田管理中免耕技术使用较少,所以该研究未考虑免耕引起的碳固定。模型中涵盖的碳类型包括CO<sub>2</sub>和N<sub>2</sub>O两种温室气体及土壤固定的有机碳。根据LCA方法,小麦玉米种植体系碳足迹由碳排放和碳固定2个部分构

成,碳排放、碳固定和碳足迹的计算参考张丹<sup>[12]</sup>的计算方法。碳排放由农资投入(种子、化肥、农药、农膜、灌溉耗电和机械柴油)碳排放和施肥引起的直接和间接N<sub>2</sub>O排放构成。碳固定由施氮肥和秸秆还田引起的碳固定构成。

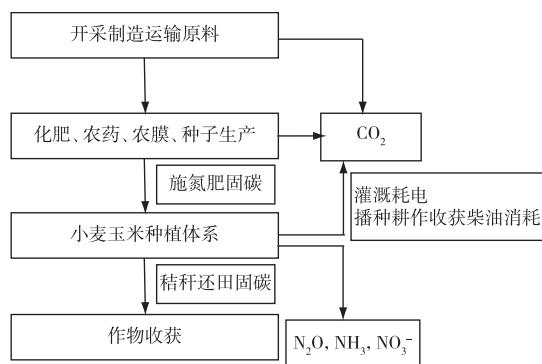


图1 小麦玉米生产体系碳足迹系统边界

Fig. 1 The system boundary of the carbon footprint of maize-wheat rotation system

### 1.3 碳排放

$$E_{\text{CO}_2} = I_{\text{CO}_2} + F_{\text{N}_2\text{O}} \times 298, \quad (1)$$

$$I_{\text{CO}_2} = \sum T_I \times E_I, \quad (2)$$

$$F_{\text{N}_2\text{O}} = F_{\text{N}} \times E_{\text{N}_2\text{O}} + F_{\text{N}} \times E_{\text{NH}_3} \times 1\% + F_{\text{N}} \times E_{\text{NO}_3^-} \times 2.5\%. \quad (3)$$

式(1)~(3)中,  $E_{\text{CO}_2}$  为小麦玉米生产体系的碳排放量(以 CO<sub>2</sub>计,下同), 万 t;  $I_{\text{CO}_2}$  为农资产品投入产生的碳排放量, 万 t;  $F_{\text{N}_2\text{O}}$  为农田直接排放和间接排放的 N<sub>2</sub>O 量, 万 t; 298 为 N<sub>2</sub>O 转换为 100 a 尺度上的相对全球增温潜势<sup>[12]</sup>;  $T_I$  为第  $I$  种农资投入的量, 万 t;  $E_I$  为第  $I$  种农资投入的碳排放系数;  $F_{\text{N}}$  为氮肥投入量, 万 t;  $E_{\text{N}_2\text{O}}$  为 N<sub>2</sub>O 排放系数;  $E_{\text{NH}_3}$  为氨挥发系数; 1% 为氨挥发转换为 N<sub>2</sub>O 的转换系数;  $E_{\text{NO}_3^-}$  为氮淋溶系数; 2.5% 为氮淋溶转换为 N<sub>2</sub>O 的转换系数<sup>[15]</sup>。

### 1.4 碳固定

$$C_s = C_{\text{SOC-Fer}_N} + C_{\text{SOC-straw}}, \quad (4)$$

$$C_{\text{SOC-Fer}_N} = F_{\text{N}} \times S_{\text{Fer}_N}, \quad (5)$$

$$C_{\text{SOC-straw}} = S \times S_{\text{straw}}. \quad (6)$$

式(4)~(6)中,  $C_s$  为小麦玉米生产体系的碳固定量(以 CO<sub>2</sub>计,下同), 万 t;  $C_{\text{SOC-Fer}_N}$  为施氮引起的碳固定量, 万 t;  $S_{\text{Fer}_N}$  为施氮肥碳固定系数;  $C_{\text{SOC-straw}}$  为秸秆还田引起的碳固定量, 万 t;  $S$  为秸秆还田量, 万 t;  $S_{\text{straw}}$  为秸秆还田碳固定系数。

### 1.5 碳足迹

$$F = E_{\text{CO}_2} - C_s, \quad (7)$$

$$F_A = F/A, \quad (8)$$

$$F_Y = F/Y, \quad (9)$$

$$F_V = F/V, \quad (10)$$

$$F_P = F/P. \quad (11)$$

式(7)~(11)中,  $F$  为净碳排放量即碳足迹(以 CO<sub>2</sub>计,下同), 万 t;  $F_A$  为单位播种面积碳足迹(以 CO<sub>2</sub>计,下同), t · hm<sup>-2</sup>;  $A$  为播种面积, hm<sup>2</sup>;  $F_Y$  为单位产量碳足迹(以 CO<sub>2</sub>计,下同), t · t<sup>-1</sup>;  $Y$  为作物产量, t;  $F_V$  为单位产值碳足迹(以 CO<sub>2</sub>计,下同), kg · 万元<sup>-1</sup>;  $V$  为产值, 10<sup>9</sup> 元;  $F_P$  为单位利润碳足迹(以 CO<sub>2</sub>计,下同), t · 万元<sup>-1</sup>;  $P$  为利润, 10<sup>9</sup> 元。各指标碳排放系数见表 1<sup>[16-19]</sup>。

表1 碳足迹模型系数<sup>[16-19]</sup>

Table 1 Coefficient of carbon footprint model

指标	碳排放系数	来源文献
氮肥	4.96 kg · kg <sup>-1</sup> (以 CO <sub>2</sub> 计)	[16]
磷肥	1.14 kg · kg <sup>-1</sup> (以 CO <sub>2</sub> 计)	[16]
钾肥	0.58 kg · kg <sup>-1</sup> (以 CO <sub>2</sub> 计)	[16]
复合肥	1.77 kg · kg <sup>-1</sup> (以 CO <sub>2</sub> 计)	[17]
种子	1.18 kg · kg <sup>-1</sup> (以 CO <sub>2</sub> 计)	[16]
农药	12.44 kg · kg <sup>-1</sup> (以 CO <sub>2</sub> 计)	[16]
柴油	3.32 kg · kg <sup>-1</sup> (以 CO <sub>2</sub> 计)	[16]
农膜	22.72 kg · kg <sup>-1</sup> (以 CO <sub>2</sub> 计)	[16]
灌溉用电	0.92 kg · kW <sup>-1</sup> · h <sup>-1</sup> (以 CO <sub>2</sub> 计)	[16]
N <sub>2</sub> O 直接排放	N <sub>2</sub> O 排放模型	[18]
N <sub>2</sub> O 间接排放	氨挥发氮淋溶损失模型	[18]
氮肥施用固碳	固碳模型	[19]
秸秆还田固碳	固碳模型	[19]

## 2 结果与分析

### 2.1 小麦玉米生产体系碳排放量及成产成本

基于统计数据中各农资投入量, 采用碳排放和碳固定系数(表1)计算得到河北省小麦玉米轮作体系的碳排放总量(图2), 其中, 碳固定使用负碳排放表示, 农田碳排放则是农田直接和间接 N<sub>2</sub>O 排放转化的 CO<sub>2</sub>之和。小麦季、玉米季和全年碳排放量分别为 952 万、899 万和 1 851 万 t。小麦季碳排放量比玉米季高 53 万 t(6.56%), 小麦季碳排放量占全年碳排放量的 51.43%。小麦季、玉米季和全年碳固定量分别为 463 万、588 万和 1 051 万 t, 玉米季碳固定量比小麦季高 125 万 t(27.00%), 玉米季碳固定量占全年固碳量的 55.95%。小麦季和玉米季碳排放量均大于碳固定量。灌溉产生的碳排放是小麦玉米生产体系碳排放最主要部分, 小麦季、玉米

季和全年灌溉产生的碳排放量分别为369万、316万和685万t,分别占小麦季、玉米季和全年碳排放总量的38.76%、35.15%和37.00%;其次,肥料产生的碳排放量分别为304万、272万和576万t,分别占全年碳排放总量的31.93%、30.26%和31.17%;农田排放是第3大碳排放源,小麦季、玉米季和全年碳排放量分别为150万、196万和346万t,分别占全年碳排放总量的15.76%、21.80%和18.69%。其他排放源的碳排放量占比均小于10%。秸秆还田是最主要的固碳方式,小麦季、玉米季及全年通过秸秆还田分别固定碳达373万、518万和891万t,分别占固碳量的80.56%、88.10%和84.78%。玉米季秸秆还田的碳固定量比小麦季高145万t(38.87%),占全年固碳量的58.14%。除了秸秆还田可以固碳以外,施用氮肥也能起到固碳作用,其全年固碳量仅为秸秆还田固碳量的17.96%。小麦季、玉米季和全年施用氮肥的碳固定量分别为90万、70万和160万t,小麦季施用氮肥的碳固定量比玉米季高20万t(28.57%)。

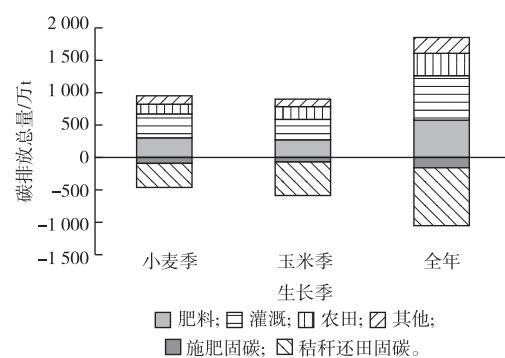


图2 小麦玉米轮作体系碳排放量

Fig. 2 Carbon emission of wheat-maize rotation system

除主要排放源外,小麦玉米生产体系其他碳排放源的组成还包括种子、柴油、农药和农膜(图3)。

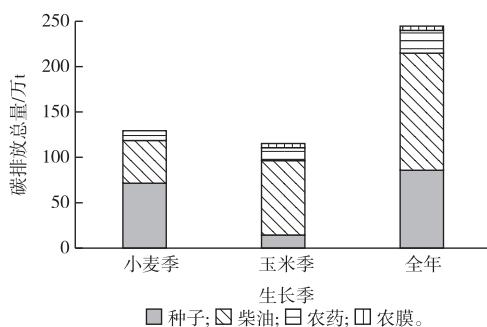


图3 其他来源碳排放量

Fig. 3 Carbon emission of other source

图3显示,小麦和玉米其他碳排放源的碳排放量差别较大。小麦种子产生的碳排放量高达71万t,而玉米种子产生的碳排放量仅为14万t,约为小麦种子碳排放的20%。玉米季柴油和农药产生的碳排放量分别为82万和14万t,分别比小麦季高35万(74.47%)和3万t(27.27%)。与小麦相比,春玉米种植过程中使用了农膜,其碳排放源较小麦增加一项,但农膜使用量较小,其碳排放量仅为5万t,占玉米生产碳排放总量的比例低于1%。

根据统计数据对农资投入成本进行计算(图4)。机械成本包括机械作业费及排灌费用,由于农膜仅在春玉米生产中使用且成本较低,在计算时没有将农膜考虑在内。小麦季、玉米季和全年农资投入成本分别为7 175、5 349和12 524元·hm<sup>-2</sup>,小麦季农资投入成本比玉米季高1 826元·hm<sup>-2</sup>(34.13%),小麦季农资投入占全年农资投入成本的57.29%。机械费和肥料费是农资投入成本的主要组成部分,小麦季、玉米季和全年机械费分别为3 034、2 326和5 360元·hm<sup>-2</sup>,约占总成本的43%,肥料费分别为2 813、2 084和4 897元·hm<sup>-2</sup>,约占总成本的39%。小麦季机械费、种子费和肥料费投入均高于玉米季,分别比玉米季高708元·hm<sup>-2</sup>(30.44%)、385元·hm<sup>-2</sup>(56.20%)和729元·hm<sup>-2</sup>(34.98%),小麦季和玉米季农药费差异较小,为4元·hm<sup>-2</sup>(1.57%)。

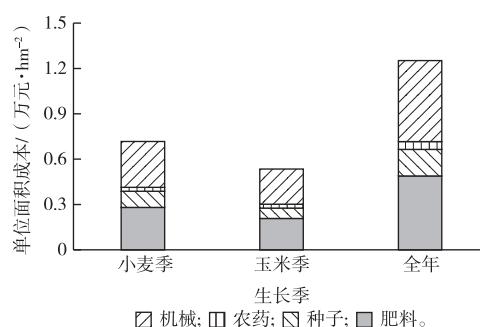


图4 小麦玉米轮作体系生产成本

Fig. 4 Cost of wheat-maize rotation system

## 2.2 小麦玉米生产体系碳足迹

河北省小麦和玉米的播种面积、作物产量和收购价格均不相同,单纯比较总碳排放量不能准确反映小麦玉米生产体系碳排放的真实情况,因此根据小麦和玉米碳净排放量以及播种面积、产量、产值和利润计算单位播种面积、单位产量、单位产值和单位利润的碳足迹(表2)。由于小麦、玉米碳排放量均大于碳固定量,碳净排放量为正值,因此,小麦

玉米生产体系属于碳排放源。玉米播种面积、产量、产值和利润分别比小麦高46%、34%、33%和45%，同时玉米碳排放量比小麦低6%，碳固定量比小麦高27%，碳足迹比小麦低36%。更大的播种面

积、产量、产值和利润以及更低的碳足迹使玉米单位播种面积、单位产量、单位产值和单位利润碳足迹均低于小麦，分别比小麦低57%、53%、52%和59%。

表2 小麦玉米轮作体系碳足迹

Table 2 Carbon footprint of wheat-maize rotation system

生长季	播种面积/ 10 <sup>3</sup> hm <sup>2</sup>	产量/ 万 t	产值/ 10 <sup>9</sup> 元	利润/ 10 <sup>9</sup> 元	碳排放量/ 万 t	碳固定量/ 万 t	碳足迹/ 万 t	单位播种	单位产量	单位产值	单位利润
								面积碳足迹/ (t · hm <sup>-2</sup> )	碳足迹/ (t · t <sup>-1</sup> )	碳足迹/ (t · 万元 <sup>-1</sup> )	碳足迹/ (t · 万元 <sup>-1</sup> )
小麦季	2 357	1 451	33	16	952	463	489	2.07	0.34	1.48	3.06
玉米季	3 438	1 941	44	25	899	588	311	0.90	0.16	0.71	1.24

### 2.3 农资投入对碳排放和成本的贡献

为了对比不同农资投入对碳排放和成本的贡献程度，该研究计算了不同农资投入对每公顷碳排放和生产成本的贡献率(图5)。由于农田碳排放受施肥影响较大，所以肥料碳排放包含农田碳排放，机械碳排放包含柴油和灌溉碳排放。机械对碳排放和成本的贡献率接近，在小麦季、玉米季和全年贡献率均约为40%；化肥对碳排放的贡献率大于对成本的贡献率，化肥在小麦季、玉米季和全年对碳排放的贡献率约为50%，而对成本的贡献率约为40%。农药和种子对碳排放的贡献率均小于其对成本的贡献率。小麦季和玉米季农药对碳排放的贡献为1%，但是对成本的贡献可以达到4%。不同作物种子对碳排放贡献差异较大，小麦种子对碳排放的贡献率高于玉米，小麦季和玉米季种子对碳排放的贡献率分别为7.50%和1.57%，全年为5.18%，但两者对成本的贡献率接近，均约为14%。

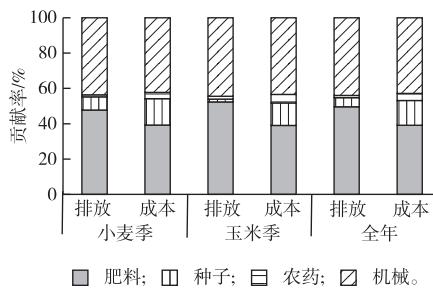


图5 农资对碳排放和成本的贡献率

Fig. 5 Contribution of agricultural input materials to carbon emission and cost

## 3 讨论

### 3.1 小麦玉米生产体系碳排放构成

研究发现小麦季、玉米季和全年碳排放量均大于碳固定量，碳净排放量为正值，说明小麦玉米生

产体系属于碳排放源。玉米季碳排放总量低于小麦季，这与前人研究结果<sup>[20]</sup>一致。比较河北省小麦玉米体系碳排放构成，发现尽管小麦播种面积比玉米少31.44%，但是小麦季灌溉和肥料碳排放仍然高于玉米季，这主要是由于小麦和玉米季灌溉和化肥投入的不同造成。华北平原冬小麦生育期内多年平均降水量约为150 mm，而冬小麦作物多年平均耗水量达450 mm<sup>[21]</sup>，在小麦生长周期内需要灌溉3~4次才能满足其生长需求，而玉米生长季水热同期往往只需要灌溉1~2次就能够满足其生长需要。气候和作物自身特点导致小麦生产过程中往往比玉米需要更多的灌溉次数，消耗更多的电力，同时产生更多的碳排放。小麦季肥料产生的碳排放比玉米季高32万t(11.76%)，但是肥料使用量仅比玉米季高1万t(0.93%)，其中，复合肥和氮肥占肥料用量的95%以上，是主要的排放源。河北省小麦季施用氮肥、复合肥和其他肥料分别为35.5万、72.1万和0.4万t，玉米季分别为26.0万、80.9万和0.5万t。与玉米季相比，小麦季单质氮肥用量增加9.5万t，复合肥用量减少8.8万t，但单质氮肥碳排放系数是复合肥的3倍(表1)，排放系数和使用肥料种类的差异导致小麦和玉米在肥料用量接近的情况下，小麦季肥料产生的碳排放高于玉米季。玉米季农田碳排放总量高于小麦季，这是由于利用氮损失模型计算得到的玉米季N<sub>2</sub>O排放、氨挥发和氮淋溶损失高于小麦季，导致玉米季直接和间接碳排放增加。玉米季氮素损失高于小麦季这一结果与前人研究结果<sup>[22]</sup>一致，近年来我国关于主要农作物碳足迹的研究大多认为肥料是种植业最主要的碳排放源<sup>[23]</sup>。但笔者研究结果表明，灌溉是河北省小麦玉米生产体系最大的碳排放源，占总碳排放量的37%。造成这种差异的主要原因是研究区小麦玉米生产方式不同<sup>[24]</sup>。我国幅员辽阔，受到种植制度和

自然环境的影响,不同地区农业生产方式存在较大差异。例如,我国西北地区大面积雨养农田不需要进行灌溉,灌溉不属于碳排放源。在计算农作物生产碳排放时,碳排放构成受到区域差异的影响,这导致不同区域不同因素对碳排放的贡献也不同。

### 3.2 小麦玉米生产体系碳足迹

不同研究得到的小麦玉米生产碳足迹相差较大。张丹<sup>[12]</sup>研究表明华北地区小麦和玉米的单位面积碳足迹分别为 5.62 和 3.00 t · hm<sup>-2</sup>, 史磊刚等<sup>[25]</sup>研究表明华北地区小麦和玉米的单位面积碳足迹分别为 1.10 和 0.64 t · hm<sup>-2</sup>。笔者研究结果表明,河北省小麦和玉米单位面积碳足迹分别为 2.07 和 0.90 t · hm<sup>-2</sup>。碳足迹计算结果存在差异的主要原因是由于碳足迹系统边界不一致和碳排放参数选择不一致。张丹<sup>[12]</sup>在计算碳足迹时考虑了施用有机肥和秸秆焚烧产生的碳排放,笔者研究则根据河北省小麦玉米在实际生产中有机肥投入较少及禁止秸秆焚烧的实际情况,没有考虑这部分碳排放,因此得到的碳足迹低于其研究结果。在计算碳足迹时是否考虑土壤固碳效应会对碳足迹结果产生较大影响。笔者研究结果显示,小麦玉米生产体系每年的碳固定量约为碳排放量的 60%,如果计算碳足迹时忽略土壤碳固定会大大高估碳足迹。农田碳排放包括 N<sub>2</sub>O 直接排放和间接排放,笔者研究结果表明由于氨挥发和氮淋失导致的碳排放约占农田碳排放总量的 30%,因此在计算农田碳排放时仅计算直接 N<sub>2</sub>O 排放而忽略间接排放则会导致碳排放被低估<sup>[26]</sup>。我国农业生产资料的生产主要消耗化石燃料,其能量转化效率较低,这意味着我国每生产单位质量的农业生产资料,就会比发达国家排放更多的 CO<sub>2</sub><sup>[23]</sup>。如果在计算我国农业生产碳足迹时直接使用国外的排放系数,往往会导致我国实际碳排放量,笔者研究在进行计算时选取了我国科学家根据我国实际情况修正后的碳排放系数<sup>[16-17]</sup>。

### 3.3 降低农业碳排放技术

从碳足迹的构成角度考虑降低农业生产碳足迹,可以通过减少碳排放和增加碳固定来实现。要实现这一目标需要优化农业管理措施,兼顾固碳和减排提高农业生产的碳效率<sup>[27]</sup>。随着环保意识的增强和农业管理水平的逐步提高,我国农业碳足迹已经开始表现出逐渐减缓的趋势<sup>[17]</sup>。综合考虑低碳农业发展的评价指标和驱动因素,通过增强科普宣传来影响政府决策,已成为国内外低碳农业的研究趋势<sup>[28]</sup>。政府决策是影响农资投入的主要因素,

自提出“一控两减三基本”的目标后,河北省农药化肥施用量在 2019 年已经实现了负增长,而农田氮素损失和氮肥投入具有显著相关关系<sup>[10,18]</sup>,研究结果表明河北地区小麦玉米生产体系施用的肥料对碳排放的贡献达到 50% 以上。降低氮肥投入可以直接降低肥料生产运输产生的碳排放,同时降低农田碳排放,因此降低肥料用量是降低农业生产碳排放最简单有效的手段。除了肥料外,灌溉产生的碳排放也是主要碳排放源之一,尤其是小麦季灌溉量远高于玉米季。通过改变传统的小麦玉米轮作一年两熟种植制度,在小麦季休耕或者种植其他作物可以有效降低灌溉量,从而减少由灌溉引起的碳排放<sup>[29]</sup>。近年来,越来越多的研究开始考虑农田固碳效应<sup>[30]</sup>,通过有机肥和化肥合理配施以及添加生物炭都可以增强土壤固碳效应,降低碳足迹<sup>[31-32]</sup>。但是土壤固碳效应是一个复杂的过程,与各农业措施之间的关系还存在很大不确定性,需要针对特定生态系统和生态环境开展长期研究<sup>[33]</sup>。在不减少小麦玉米产量的前提下减少小麦玉米轮作体系碳足迹最直接有效的方法是降低施氮量和灌溉量。在目前河北地区小麦产量为 6 000 kg · hm<sup>-2</sup>、玉米产量为 7 000 kg · hm<sup>-2</sup> 的水平下,采用由目标产量推算最佳施氮量方法计算得到小麦季最佳施氮量(以 N 计,下同)应为 168 kg · hm<sup>-2</sup>,玉米季最佳施氮量应为 161 kg · hm<sup>-2</sup><sup>[34]</sup>。与笔者通过统计资料估算的小麦季和玉米季施氮量相比,河北省小麦季氮肥用量还可以减少 28 kg · hm<sup>-2</sup>,而玉米季施氮量减量潜力较小。按照河北省目前小麦播种面积为 2 357 × 10<sup>3</sup> hm<sup>2</sup> 计算,通过优化施氮量可以减少氮肥投入量约 6.60 万 t,减少直接碳排放量 32.74 万 t,减少全年碳足迹 4.10%。张喜英<sup>[35]</sup>研究认为在不降低产量的前提下,华北地区小麦采取亏缺灌溉可以将灌溉次数由目前 3~4 次减少为 2~3 次。小麦季减少 1 次灌溉可以减少灌溉用电约 400 kW · h,减少碳排放量 86.74 万 t,使全年碳足迹降低 10.84%。综合上述分析,通过科学方法优化小麦季施氮量和灌溉次数是减少河北省小麦玉米生产体系碳足迹的最直接有效方法。推广科学施肥灌溉需要改变农民原有施肥灌溉习惯,增强农民科学种田意识。在这些方面政府应加强宣传力度,组织科技下乡活动,宣传科学施肥灌溉技术原理,开展示范田建设,使农民切实感受科学施肥灌溉技术的应用效果。通过科学施肥灌溉技术的推广减少小麦玉米生产碳排放,助力乡村振兴。

### 3.4 不确定性分析

笔者研究计算了河北省小麦玉米种植体系的碳足迹,但是研究结果依然存在不确定性。首先,在选择碳排放系数时,虽然没有直接采用国外学者研究的碳排放系数而使用了针对中国实际情况研究得到的碳排放系数,但是这些排放系数并非针对河北省实际情况得到,受当地社会发展水平的影响,不同地区碳排放系数存在较大差异<sup>[23]</sup>,因此选取这些排放系数计算碳排放量时存在不确定性。其次,由于缺乏田间实际测量得到的数据,在计算氮素损失量和固碳量时直接采用了前人研究的区域模型进行计算,但是氮损失和碳固定量往往受气候条件和当地农业管理措施的影响,直接使用区域模型计算氮素损失量和固碳量时存在不确定性<sup>[36]</sup>。针对上述不确定性还需要进行更为深入细致的研究,得到符合目标区域的碳排放系数,开展田间氮素损失和碳固定监测,为研究区发展低碳农业提供更加丰富和准确的数据。

## 4 结论

(1) 河北省小麦玉米生产体系周年碳排放量为1 851万t,高于碳固定量的1 051万t,属于碳排放源。灌溉、肥料和农田排放是河北省小麦玉米生产体系最主要的碳排放源,分别占周年碳排放总量的37.00%、31.17%和18.69%,秸秆还田是主要的固碳来源(方式),其碳固定量占比为85%。

(2) 河北省小麦和玉米生产碳足迹分别为489万和311万t,小麦生产碳足迹高于玉米生产。与小麦相比,玉米播种面积、产量、产值和利润更高,碳足迹却更低,所以玉米单位播种面积、单位产量、单位产值和单位利润碳足迹均低于小麦。

(3) 小麦玉米生产体系中每公顷土地化肥和机械对碳排放和成本的贡献高于其他农资,对碳排放的贡献分别为约40%和50%,对成本的贡献均为约40%,通过减少氮肥投入和灌溉可以在显著降低碳排放的同时降低生产成本。

## 参考文献:

- [1] SMITH P, HABELT H, POPP A, et al. How Much Land-based Greenhouse Gas Mitigation Can Be Achieved without Compromising Food Security and Environmental Goals? [J]. Global Change Biology, 2013, 19(8): 2285–2302.
- [2] 金书秦,林煜,牛坤玉.以低碳带动农业绿色转型:中国农业碳排放特征及其减排路径[J].改革,2021(5):29–37. [JIN Shu-qin, LIN Yu, NIU Kun-yu. Driving Green Transformation of Agriculture with Low Carbon: Characteristics of Agricultural Carbon Emissions and Its Emission Reduction Path in China [J]. Reform, 2021(5):29–37.]
- [3] 马文奇,马林,张建杰,等.农业绿色发展理论框架和实现路径的思考[J].中国生态农业学报(中英文),2020,28(8):1103–1112. [MA Wen-qi, MA Lin, ZHANG Jian-jie, et al. Theoretical Framework and Realization Pathway of Agricultural Green Development [J]. Chinese Journal of Eco-agriculture, 2020, 28 (8): 1103–1112.]
- [4] 韦沁,曲建升,白静,等.我国农业碳排放的影响因素和南北区域差异分析[J].生态与农村环境学报,2018,34(4):318–325. [WEI Qin, QU Jian-sheng, BAI Jing, et al. Influencing Factors of Agricultural Carbon Emission and Regional Differences between South and North in China [J]. Journal of Ecology and Rural Environment, 2018, 34(4):318–325.]
- [5] WIEDMANN T, MINX J A. Definition of Carbon Footprint [M] // PERTSOVA C C. Ecological Economics Research Trends. Hauppauge, USA: Nova Science Publishers, 2008, 1–11.
- [6] 计军平,马晓明.碳足迹的概念和核算方法研究进展[J].生态经济,2011,27(4):76–80. [JI Jun-ping, MA Xiao-ming. Review of Carbon Footprint: Definitions and Accounting Methods [J]. Ecological Economy, 2011, 27(4):76–80.]
- [7] 王梁,赵杰,陈守越.山东省农田生态系统碳源、碳汇及其碳足迹变化分析[J].中国农业大学学报,2016,21(7):133–141. [WANG Liang, ZHAO Jie, CHEN Shou-yue. Analysis of Ecosystem Carbon Sources/Sinks and Carbon Footprint in Farmland Ecosystem of Shandong Province [J]. Journal of China Agricultural University, 2016, 21(7):133–141.]
- [8] MOSIER A R, HALVORSON A D, PETERSON G A, et al. Measurement of Net Global Warming Potential in Three Agroecosystems [J]. Nutrient Cycling in Agroecosystems, 2005, 72(1):67–76.
- [9] CHENG K, PAN GX, SMITH P, et al. Carbon Footprint of China's Crop Production: An Estimation Using Agro-statistics Data over 1993–2007 [J]. Agriculture, Ecosystems & Environment, 2011, 142(3/4):231–237.
- [10] CHEN X P, CUI Z L, FAN M S, et al. Producing More Grain with Lower Environmental Costs [J]. Nature, 2014, 514 (7523): 486–489.
- [11] WEST T O, MARLAND G. A Synthesis of Carbon Sequestration, Carbon Emissions, and Net Carbon Flux in Agriculture: Comparing Tillage Practices in the United States [J]. Agriculture, Ecosystems & Environment, 2002, 91(1/2/3):217–232.
- [12] 张丹.中国粮食作物碳足迹及减排对策分析[D].北京:中国农业大学,2017. [ZHANG Dan. Carbon Footprint and Low Carbon Strategy for Grain Production in China [D]. Beijing: China Agricultural University, 2017.]
- [13] 张丹,张卫峰.低碳农业与农作物碳足迹核算研究述评[J].资源科学,2016,38(7):1395–1405. [ZHANG Dan, ZHANG Wei-feng. Low Carbon Agriculture and a Review of Calculation Methods for Crop Production Carbon Footprint Accounting [J]. Resources Science, 2016, 38(7):1395–1405.]
- [14] 刘晓永.中国农业生产中的养分平衡与需求研究[D].北京:中国农业科学院,2018. [LIU Xiao-yong. Study on Nutrients Balance and Requirement in Agricultural Production in China [D]. Beijing:

- Chinese Academy of Agricultural Sciences, 2018.]
- [15] WANG X L, CHEN Y Q, SUI P, et al. Preliminary Analysis on Economic and Environmental Consequences of Grain Production on Different Farm Sizes in North China Plain [J]. Agricultural Systems, 2017, 153: 181–189.
- [16] 刘巽浩,徐文修,李增嘉,等.农田生态系统碳足迹法:误区、改进与应用:兼析中国集约农作碳效率(续)[J].中国农业资源与区划,2014,35(1):1-7.[ LIU Xun-hao, XU Wen-xiu, LI Zeng-jia, et al. The Missteps, Improvement and Application of Carbon Footprint Methodology in Farmland Ecosystems with the Case Study of Analyzing the Carbon Efficiency of China's Intensive Farming [J]. Chinese Journal of Agricultural Resources and Regional Planning, 2014, 35(1): 1-7.]
- [17] 王占彪,王猛,陈阜.华北平原作物生产碳足迹分析[J].中国农业科学,2015,48(1):83-92.[ WANG Zhan-biao, WANG Meng, CHEN Fu. Carbon Footprint Analysis of Crop Production in North China Plain [J]. Scientia Agricultura Sinica, 2015, 48(1): 83-92.]
- [18] CUI Z L, WANG G L, YUE S C, et al. Closing the N-use Efficiency Gap to Achieve Food and Environmental Security [J]. Environmental Science & Technology, 2014, 48(10): 5780–5787.
- [19] LU F, WANG X K, HAN B, et al. Soil Carbon Sequestrations by Nitrogen Fertilizer Application, Straw Return and No-tillage in China's Cropland [J]. Global Change Biology, 2009, 15(2): 281–305.
- [20] ZHANG D, SHEN J B, ZHANG F S, et al. Carbon Footprint of Grain Production in China [J]. Scientific Reports, 2017, 7(1): 4126.
- [21] FANG Q X, MA L, GREEN T R, et al. Water Resources and Water Use Efficiency in the North China Plain: Current Status and Agro-economic Management Options [J]. Agricultural Water Management, 2010, 97(8): 1102–1116.
- [22] 张玉铭,胡春胜,张佳宝,等.太行山前平原农田生态系统氮素循环与平衡研究[J].植物营养与肥料学报,2006,12(1):5-11.[ ZHANG Yu-ming, HU Chun-sheng, ZHANG Jia-bao, et al. Nitrogen Cycling and Balance in Agricultural Ecosystem in Piedmont Plain of Taihang Mountains [J]. Plant Nutrition and Fertilizer Science, 2006, 12(1): 5-11.]
- [23] XIA L L, TI C P, LI B L, et al. Greenhouse Gas Emissions and Reactive Nitrogen Releases during the Life-cycles of Staple Food Production in China and Their Mitigation Potential [J]. Science of the Total Environment, 2016, 556: 116–125.
- [24] 刘宇峰,原志华,郭玲霞,等.中国农作物生产碳足迹及其空间分布特征[J].应用生态学报,2017,28(8):2577–2587.[ LIU Yu-feng, YUAN Zhi-hua, GUO Ling-xia, et al. Carbon Footprint of Crop Production in China from 1993 to 2013 and Its Spatial Distribution [J]. Chinese Journal of Applied Ecology, 2017, 28(8): 2577–2587.]
- [25] 史磊刚,陈阜,孔凡磊,等.华北平原冬小麦-夏玉米种植模式碳足迹研究[J].中国人口·资源与环境,2011,21(9):93-98.[ SHI Lei-gang, CHEN Fu, KONG Fan-lei, et al. The Carbon Footprint of Winter Wheat-summer Maize Cropping Pattern on North China Plain [J]. China Population, Resources and Environment, 2011, 21(9): 93-98.]
- [26] 营娜,麻金继,周丰,等.中国农田肥料N<sub>2</sub>O直接和间接排放重新评估[J].环境科学学报,2013,33(10):2828–2839.[ YING Na, MA Jin-ji, ZHOU Feng, et al. Re-quantification of the Direct / Indirect N<sub>2</sub>O Emissions from Agricultural Fertilizer in China [J]. Acta Scientiae Circumstantiae, 2013, 33(10): 2828–2839.]
- [27] 段华平,张悦,赵建波,等.中国农田生态系统的碳足迹分析[J].水土保持学报,2011,25(5):203–208.[ DUAN Hua-ping, ZHANG Yue, ZHAO Jian-bo, et al. Carbon Footprint Analysis of Farmland Ecosystem in China [J]. Journal of Soil and Water Conservation, 2011, 25(5): 203–208.]
- [28] NORSE D. Low Carbon Agriculture: Objectives and Policy Pathways [J]. Environmental Development, 2012, 1(1): 25–39.
- [29] 赵其国,沈仁芳,滕应,等.我国地下水漏斗区耕地轮作休耕制度试点成效及对策建议[J].土壤,2018,50(1):1-6.[ ZHAO Qi-guo, SHEN Ren-fang, TENG Ying, et al. Pilot Progress and Countermeasures on Farmland Rotation and Fallow System in the Groundwater Funnel Area of China [J]. Soils, 2018, 50(1): 1-6.]
- [30] DE MORAES SÁ J C, LAL R, CERRI C C, et al. Low-carbon Agriculture in South America to Mitigate Global Climate Change and Advance Food Security [J]. Environment International, 2017, 98: 102–112.
- [31] ZHANG S Q, HUANG S M, LI J W, et al. Long-term Manure Amendments and Chemical Fertilizers Enhanced Soil Organic Carbon Sequestration in a Wheat (*Triticum aestivum* L.)-maize (*Zea mays* L.) Rotation System [J]. Journal of the Science of Food and Agriculture, 2017, 97(8): 2575–2581.
- [32] LI B, BI Z C, XIONG Z Q. Dynamic Responses of Nitrous Oxide Emission and Nitrogen Use Efficiency to Nitrogen and Biochar Amendment in an Intensified Vegetable Field in Southeastern China [J]. GCB Bioenergy, 2017, 9(2): 400–413.
- [33] VALDEZ Z P, HOCKADAY W C, MASIELLO C A, et al. Soil Carbon and Nitrogen Responses to Nitrogen Fertilizer and Harvesting Rates in Switchgrass Cropping Systems [J]. BioEnergy Research, 2017, 10(2): 456–464.
- [34] 巨晓棠.理论施氮量的改进及验证:兼论确定作物氮肥推荐量的方法[J].土壤学报,2015,52(2):249–261.[ JU Xiao-tang. Improvement and Validation of Theoretical N Rate (TNR): Discussing the Methods for N Fertilizer Recommendation [J]. Acta Pedologica Sinica, 2015, 52(2): 249–261.]
- [35] 张喜英.华北典型区域农田耗水与节水灌溉研究[J].中国生态农业学报,2018,26(10):1454–1464.[ ZHANG Xi-ying. Water Use and Water-saving Irrigation in Typical Farmlands in the North China Plain [J]. Chinese Journal of Eco-agriculture, 2018, 26(10): 1454–1464.]
- [36] HUANG S H, DING W C, JIA L L, et al. Cutting Environmental Footprints of Maize Systems in China through Nutrient Expert Management [J]. Journal of Environmental Management, 2021, 282: 111956.

**作者简介:**肖广敏(1989—),男,河北衡水人,助理研究员,博士,主要从事农田碳氮循环方面的研究。E-mail: xgm8945491@163.com

(责任编辑:王昌群)

DOI: 10.19741/j.issn.1673-4831.2021.0772

闫明涛, 乔家君, 瞿萌, 等. 河南省农业生态效率测度、空间溢出与影响因素研究[J]. 生态与农村环境学报, 2022, 38(11): 1396–1405.

YAN Ming-tao, QIAO Jia-jun, QU Meng, et al. Measurements, Spatial Spillover and Influencing Factors of Agricultural Eco-efficiency in Henan Province [J]. Journal of Ecology and Rural Environment, 2022, 38(11): 1396–1405.

# 河南省农业生态效率测度、空间溢出与影响因素研究

闫明涛, 乔家君<sup>①</sup>, 瞿萌, 韩冬 (河南大学地理与环境学院/ 黄河中下游数字地理技术教育部重点实验室, 河南开封 475004)

**摘要:** 科学剖析农业生态效率时空演化及影响机制, 对实现农业可持续发展以及制定相关政策具有重要的理论与实践意义。以广义农业为研究对象, 采用 super-SBM 模型测算了 1995—2019 年河南省 104 个区县农业生态效率, 采用空间杜宾模型探讨影响因素的溢出效应, 采用地理探测器对其空间分层异质性进行分析。结果表明: (1) 河南省农业生态效率呈阶梯型震荡下降趋势变化, 空间上呈现出集聚性和异质性。(2) 农民收入水平、劳均播种面积和种植结构对该地区农业生态效率具有显著正向直接效应; 城镇化率和农业机械密度对该地区农业生态效率具有显著负向直接效应; 农民收入水平对邻接地区农业生态效率具有显著正向空间溢出效应; 城镇化率、化肥使用强度和农业机械密度对邻接地区农业生态效率具有显著负向空间溢出效应。(3) 农业生态效率的高作用影响因素由农业资源要素向社会经济要素转变, 且交互作用项的影响大于单一变量的影响。基于此, 建议制定农业政策时应充分考虑农业生态效率空间溢出效应和空间异质性, 加强区域间资源要素的交流与协作, 并结合自身禀赋发展特色农业。

**关键词:** 农业生态效率; super-SBM 模型; 空间杜宾模型; 地理探测器

中图分类号: F323.22 文献标志码: A 文章编号: 1673-4831(2022)11-1396-10

**Measurements, Spatial Spillover and Influencing Factors of Agricultural Eco-efficiency in Henan Province.** YAN Ming-tao, QIAO Jia-jun<sup>①</sup>, QU Meng, HAN Dong (College of Geography and Environmental Science, Henan University/ Key Laboratory of Geospatial Technology for the Middle and Lower Yellow River Regions, Ministry of Education, Kaifeng 475004, China)

**Abstract:** Scientific analysis of the temporal and spatial evolution and impact mechanism of agricultural eco-efficiency has important theoretical and practical significance for achieving sustainable agricultural development and formulating related policies. Taking generalized agriculture as the research object, the super-SBM model was used to measure the agricultural eco-efficiency of 104 districts and counties in Henan Province from 1995 to 2019. The Spatial Durbin Model was used to explore the spillover effects of influencing factors, and the geographic detector was used to analyze its spatial stratification heterogeneity. The results reveal that: (1) The agricultural eco-efficiency of Henan Province showed a step-shaped oscillating downward change trend, and spatially showed agglomeration and heterogeneity. (2) Farmers' income level, per capita sown area and planting structure have a positive and direct effects on the agricultural eco-efficiency of the region; the urbanization rate and agricultural machinery density have a negative direct effects on the agricultural eco-efficiency of the region; Farmers' income level has a significant positive spatial spillover effect on agricultural eco-efficiency in adjacent areas; urbanization rate, fertilizer use intensity and agricultural machinery density have negative spatial spillover effects on agricultural eco-efficiency in adjacent areas. (3) The highly influential factors of agricultural eco-efficiency have been transformed from agricultural resource factors to social and economic factors, and the influence of interaction term is greater than that of a single variable. Based on the given research results, it is suggested that agricultural policies should be formulated with pragmatic attention of the spatial spillover effect and spatial heterogeneity of agricultural eco-efficiency, the exchange and collaboration of resource factors between regions should be strengthened, and characteristic agriculture should be developed with their endowments.

收稿日期: 2021-12-08

基金项目: 国家自然科学基金(42071220); 中国博士后科学基金(2021M701053)

① 通信作者 E-mail: jjqiao@henu.edu.cn

**Key words:** agricultural eco-efficiency; super-SBM model; spatial Durbin model; Geodetector

中国是世界上人口最多的国家,也是一个农业大国,农业发展取得了令人瞩目的成就<sup>[1]</sup>。1995—2019年,粮食总产量、肉类总产量、奶类产量和水产品总产量分别增长1.42倍、1.48倍、4.90倍和2.57倍,对国家经济和社会的健康持续发展起到了强有力的支持作用<sup>[2]</sup>。然而农业生产过程也给生态环境带来了巨大的负外部性。《全国农业可持续发展规划(2015—2030)》报告显示,化肥、农药利用率小于1/3,农膜回收率小于2/3,农业内源性污染严重<sup>[3]</sup>。由此可见,目前我国农业增长仍主要依赖于生产要素的集约投入,正是这种低效、高投入的农业生产模式导致农业污染越来越严重,甚至超过工业污染成为水污染的主要来源<sup>[4]</sup>。因此,研究如何实现农业可持续发展对当前农业相关政策的制定具有重要意义。

如何衡量农业的可持续性?一种有效的方法是采用生态效率指标进行评价<sup>[5]</sup>。生态效率最初于1990年由德国学者 Schaltegger 和 Sturm 提出,作为一种研究经济和环境方面的量化管理工具,以产出与投入的比例来衡量,旨在以较少的投入来提高经济产出和减少不利的环境影响<sup>[6]</sup>。随后由于世界可持续发展工商理事会等的推广,使得生态效率成为可持续发展的重要理念<sup>[7]</sup>。为了量化农业生态效率绩效,科研工作者建立并使用了多种方法,如比率法、随机前沿分析法、生命周期评价法和数据包络分析(DEA)法等。这些方法各有优劣,其中,DEA 是一种被广泛接受的非参数方法,用于评估涉及多产出和多投入的生态效率,可以有效避免主观设置权重,并克服价格体系不合理等非技术因素对前沿生产函数的影响<sup>[8]</sup>。

近年来,学者们对农业生态效率的研究成果不胜枚举。在现有研究的基础上,有两点值得注意。第一,一般来说,农业有广义和狭义之分。广义的农业包括种植业、林业、畜牧业和渔业,狭义的农业则仅指种植业。现有的研究对象主要集中在狭义农业<sup>[9]</sup>。但长期以来,我国农业系统以“粮-猪”结构为基本特征<sup>[10]</sup>,种植业产值约占农业总产值的50%,畜牧业产值约占农业总产值的30%。此外,非种植业的污染物排放占农业污染物排放的比例接近75%<sup>[11]</sup>,这意味着如果仅用种植业的生态效率来研究农业生态效率,估计结果与实际情况将产生较大偏差。第二,现有影响因素的相关研究通常以行政边界为基础,划分为不同的空间单元,假设每个

区域单元都是相互独立的个体,忽视了各农业要素资源在区域间的交流和溢出<sup>[12]</sup>。而空间计量模型则假设各区域间存在空间相关性,考虑周边地区对研究区的影响,从而更贴近农业生产的现实,更加客观地揭示农业生态效率的内在因素。

基于以上分析,笔者以河南省为研究区,以广义农业为研究对象,基于104个区县面板数据集,采用super-SBM模型测算农业生态效率,并对其时空演化特征进行分析。其次,运用空间计量模型和地理探测器模型,从空间溢出效应和空间分层异质性两个视角分析各因素对农业生态效率的影响,以期为实现农业可持续发展以及相关政策的制定提供理论依据。

## 1 研究区概况、数据来源与研究方法

### 1.1 研究区概况

河南省位于黄河下游的中东部地区,大部分位于暖温带,属北亚热带向暖温带过渡的大陆性季风气候区,适宜多种农作物生长,是中国13个粮食主产区之一。2019年河南省总人口为9640万人,农林牧渔业总产值为8541.8亿元,农作物总播种面积为1471.4万hm<sup>2</sup>,粮食总产量为6695.4万t,均居中国前3位。因此,将河南省作为研究区,对其农业生态效率进行研究具有较强的代表性。2019年河南省农林牧渔业总产值中,种植业占比为64.1%,畜牧业占比为27.7%,因此,以种植业和畜牧业为重点测算河南省农业生态效率。

### 1.2 数据来源

统计数据来源于《河南统计年鉴》《中国县域统计年鉴》以及各区政府相关部门公布的统计公报。行政区划、DEM、年均降雨量和年均气温均来源于中国科学院资源与环境科学数据中心(<http://www.resdc.cn/>)和国家气象科学数据共享服务平台(<http://data.cma.cn/>)网站。

### 1.3 研究方法

#### 1.3.1 指标体系

农业生态效率本质上是通过减少资源消耗和环境污染来获取尽可能多的农业产出。参考已有的投入产出指标汇总<sup>[13-14]</sup>,以广义农业为研究对象,结合河南省实际发展状况,从投入要素、期望产出要素和非期望产出要素3个方面构建河南省农业生态效率评价指标体系(表1)。投入变量包括土地、劳动力、机械、牲畜、化肥、农药、农膜,期望产出

采用农林牧业总产值,非期望产出包括农业碳排放和农业面源污染排放。参考 LIU 等<sup>[15]</sup>的研究对农业碳排放和农业面源污染排放进行计算。其中,考虑到河南省畜牧业以生猪产业为主<sup>[16]</sup>,因此,牲畜投入数据以猪年底头数替代。

在解释变量的选取中,结合河南省农业发展实际情况,从农业发展潜力、农业产业结构和农业投

入强度3个方面选取城镇化率、农民收入水平、农业资源禀赋、农业种植结构、化肥使用强度和农业机械密度6类主要影响因素进行考察(表2)。根据文献综述选取的影响因素中很可能存在多重共线性问题,采用方差膨胀因子进行多重共线性分析,发现所有变量的方差膨胀因子(VIF)值均小于5,表明变量之间不存在显著的多重共线性问题。

表1 农业生态效率投入产出指标

Table 1 Input-output indicators of agricultural eco-efficiency

主要指标	次要指标	变量和描述
投入指标	土地投入	农作物播种总面积( $10^3 \text{ hm}^2$ )
	劳动投入	农业从业人员(万人),通过第一产业就业人员数×(农业总产值/农林牧渔业总产值)进行折算
	机械投入	农业机械总动力(万 kW)
	牲畜投入	猪年底头数(万头)
	化肥投入	农用化肥施用折纯量(万 t)
	农药投入	农药使用量(t)
	农膜投入	农膜使用量(t)
期望产出	农业产出	农林牧业总产值(亿元),以1995年为基期计算价格平减指数
非期望产出	农业碳排放	化肥、农药、农膜、农用机械动力、农业耕作和猪的碳排放总和(万 t)
	农业面源污染排放	化肥氮或磷流失量(万 t)、农药无效利用量(万 t)、农膜残留量(万 t)的综合指数

表2 农业生态效率解释变量和指标的描述

Table 2 Description of explanatory variables and indicators of agricultural eco-efficiency

主要指标	次要指标	变量和描述	缩写
农业发展潜力	城镇化率	城镇人口/总人口(%)	UR
	农民收入水平	农村居民人均可支配收入(元)	CDI
农业产业结构	农业资源禀赋	劳均播种面积( $\text{hm}^2 \cdot \text{人}^{-1}$ )	ASL
	农业种植结构	粮食作物种植面积/经济作物种植面积	AFS
农业投入强度	化肥使用强度	农用化肥施用量/农作物播种面积( $\text{kg} \cdot \text{hm}^{-2}$ )	FUI
	农业机械密度	农业机械总动力/农作物总播种面积(万 kW $\cdot \text{hm}^{-2}$ )	DAM

### 1.3.2 考虑非期望产出的 super-SBM 模型

DEA 是一种非参数前沿方法,长期以来一直被用作评估经济、能源、环境和生态效率的方法。但传统的 DEA 模型是基于投入比例减少或产出比例扩大,一方面,没有充分考虑输入或输出变量的松弛性问题,不能准确度量存在非期望产出时的效率值;另一方面,由于效率值具有截尾性,因而不宜采用空间计量模型对其影响因素进行分析<sup>[17]</sup>。而 super-SBM 模型可用于对此进行进一步修正,有效解决了上述问题<sup>[18]</sup>。因此,将农业碳排放和农业面源污染排放作为非期望产出,采用 super-SBM 模型测算河南省农业生态效率,公式如下:

$$\rho = \min \frac{1 + \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_{ix}}{x_{i0}}}{1 - \frac{1}{s_1 + s_2} \left( \sum_{k=1}^{s_1} \frac{s_{ky}}{y_{k0}} + \sum_{l=1}^{s_2} \frac{s_{lz}}{z_{l0}} \right)} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \text{s. t. } x_{i0} &\geq \sum_{j=1}^n \lambda_j x_j - s_{ix}, \forall i; y_{k0} \leq \sum_{j=1}^n \lambda_j y_j + s_{ky}, \\ \forall k; z_{l0} &\geq \sum_{j=1}^n \lambda_j z_j - s_{lz}, \forall l. \\ 1 - \frac{1}{s_1 + s_2} \left( \sum_{k=1}^{s_1} \frac{s_{ky}}{y_{k0}} + \sum_{l=1}^{s_2} \frac{s_{lz}}{z_{l0}} \right) &> 0, \\ s_{ix} \geq 0, s_{ky} \geq 0, s_{lz} \geq 0, \lambda_j &\geq 0, \forall i, j, k, l. \end{aligned}$$

式(1)中,  $\rho$  为农业生态效率;  $x_{i0}, y_{k0}, z_{l0}$  分别表示投入要素、期望产出和非期望产出;  $s_{ix}, s_{ky}, s_{lz}$  分别表示投入要素、期望产出和非期望产出的松弛变量;  $\lambda_j$  为强度变量。

### 1.3.3 空间计量模型

常用的空间回归模型包括空间滞后模型(SLM)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)等。根据 ELHORST<sup>[19]</sup>提出的空间面板计量模型的估计与检验框架,选择适合的空间面板模型

与相应的固定效应。其中,空间面板杜宾模型表达式为

$$y_{it} = \beta \sum_{j=1}^n W_{ij} y_{jt} + x_{it} \gamma + \alpha \sum_{j=1}^n W_{ij} x_{jt} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中,  $y_{it}$  为  $i$  地区  $t$  年被解释变量观测值, 即农业生态效率;  $x_{it}$  为  $i$  地区  $t$  年解释变量观测值, 即农业生态效率解释变量, 包括城镇化率、农民收入水平、农业资源禀赋、农业种植结构、化肥使用强度和农业机械密度;  $\beta$  为因变量的空间滞后系数;  $\gamma$  为自变量的估计系数;  $\alpha$  为自变量的空间溢出系数;  $W_{ij}$  为  $N \times N$  阶空间权重矩阵, 表示地区  $i$  与  $j$  的空间关系,  $N$  取值为 104, 表示河南省 104 个区县;  $u_i$ 、 $v_t$  分别为空间与时间固定效应;  $\varepsilon_{it}$  为服从独立分布的扰动项。当  $\alpha=0, \beta \neq 0$  时, 式(2)简化为空间滞后模型; 当  $\alpha+\beta\gamma=0$  时, 式(2)简化为空间误差模型。为增加稳健性, 以 0-1 邻接空间权重矩阵为基础进行分析, 通过地理距离空间权重矩阵进行稳健性检验。其中, 地理距离空间权重矩阵采用两地之间距离的

反函数作为矩阵中的元素, 具体公式参见文献[20]。其次, 为消除异方差影响, 在空间计量模型中对数据指标进行取对数处理。

### 1.3.4 地理探测器

虽然在利用空间计量模型进行分析时加入了空间因素, 但没有考虑到农业生态效率的空间分层异质性。地理探测器可以在一定程度上探测被解释变量的空间分层异质性及其驱动因子<sup>[21]</sup>。笔者主要利用因子探测器以及交互作用探测器, 定量分析河南省农业生态效率时空变化的驱动因子以及因子之间的相互影响, 具体公式参见文献[21]。

## 2 结果与分析

### 2.1 河南省农业投入产出及生态效率时序演化分析

对 1995—2019 年农业投入产出数据及采用 super-SBM 模型测算的农业生态效率进行可视化分析(图 1)。

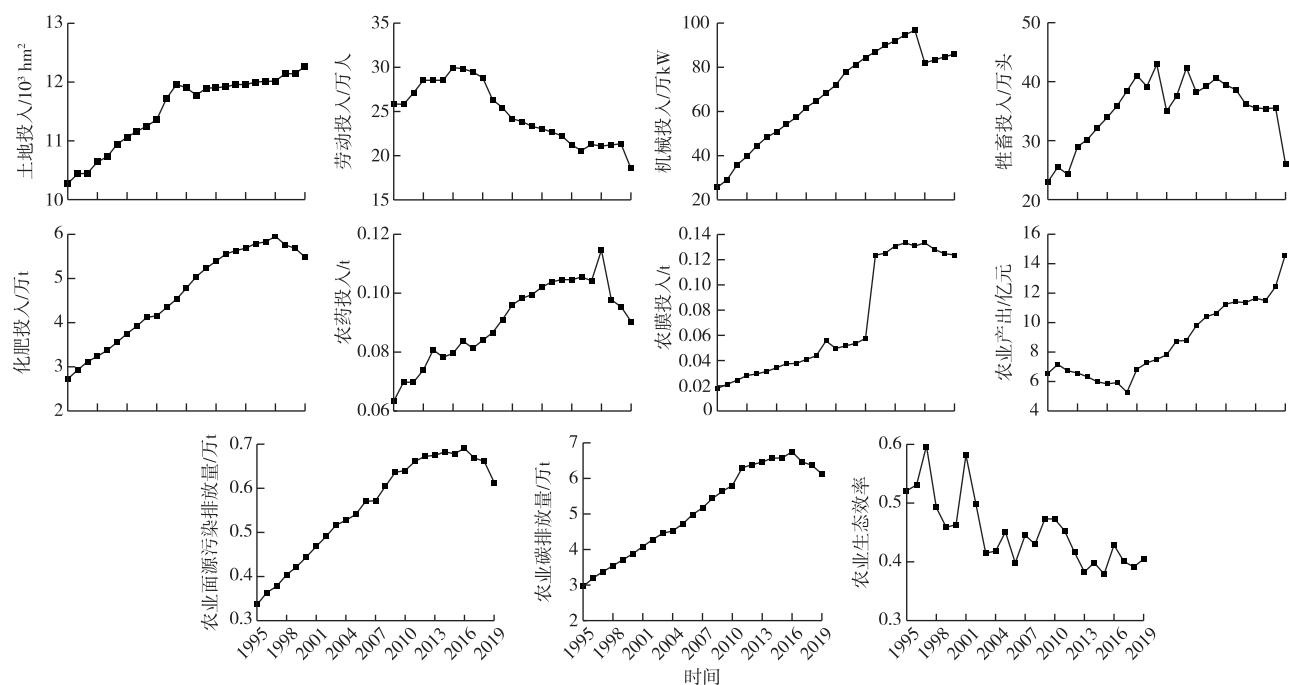


图 1 1995—2019 年河南省农业投入产出及生态效率变化趋势

Fig. 1 Trends in agricultural input-output and agricultural eco-efficiency in Henan Province from 1995 to 2019

就农业投入产出数据而言, 土地投入、机械投入、牲畜投入、化肥投入、农药投入、农膜投入、农业产出、碳排放和农业面源污染排放总体均保持上升趋势, 劳动投入呈下降趋势。这表明在农业现代化进程中, 农业生产已由资源依赖(土地、劳动力)向物质依赖(技术、化肥)转变。这种转变带来了农业

经济总量的倍数增长, 并导致农业污染问题日益突出。2015 年前后碳排放量和农业面源污染排放量由增到减, 表明《到 2020 年化肥使用量零增长行动方案》等措施的实施, 使得农业环境污染得到有效控制。农业生态效率整体呈阶梯型震荡下降变化趋势, 从 1995 年的 0.520 9 下降到 2019 年的 0.404 5,

降幅为 22.35%，表明河南省农业生态效率整体上仍处于较低水平。

## 2.2 农业生态效率空间格局分析

参考 ZHANG 等<sup>[22]</sup>的研究结果, 将农业生态效率( $p$ )划分为效率优秀( $p \geq 1$ )、效率良好( $0.8 \leq p < 1$ )、效率中等( $0.6 \leq p < 0.8$ )、效率较低( $0.4 \leq p < 0.6$ )和效率最低( $p < 0.4$ )5 个等级。以“五年计划”为研究阶段, 采用 ArcGIS 软件绘制农业生态效率空间分布图(图 2)。可以看出, 河南省农业生态效率具有明显的空间分异特征。总体来看, 研究期内河南省超过 70% 的地区处于效率较低或最低区。与“八五”时期相比, “十三五”时期效率等级降低的区

县占比为 38.46%, 效率等级不变的区县占比为 45.19%, 效率等级提高的区县占比为 16.35%, 未来如何有效提高农业生态效率应是河南省农业相关部门关注的重点。其中, 效率等级提高较多的县有淇县、安阳县、浚县、商城县、卢氏县和新县, 由各县国民经济和社会发展第十三个五年规划纲要可知, 上述各县多以特色农业发展为主, 如特色农业种植、旅游观光农业等, 能有效推动农业生态效率的提高。从空间分布格局来看, 农业生态效率较高的地区呈片状分布于河南省西部及南部地区, 中部及东部多为生态效率较低的地区。

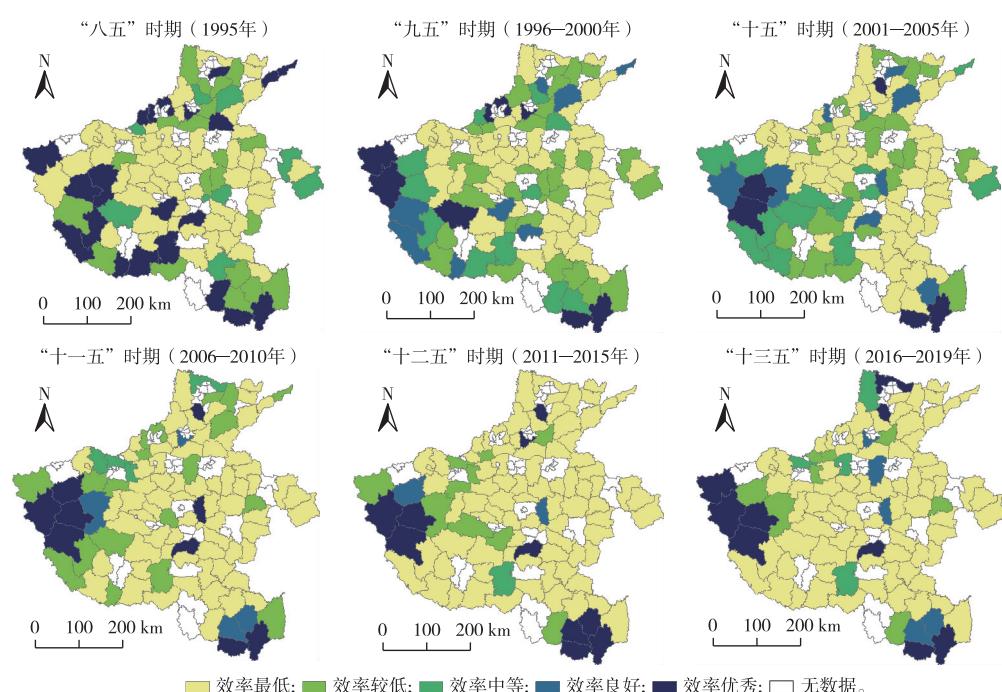


图 2 河南省农业生态效率空间分布

Fig. 2 Spatial distribution map of agricultural eco-efficiency in Henan Province

## 2.3 空间溢出效应

### 2.3.1 空间自相关检验

采用 Stata 16 软件计算 1995—2019 年农业生态效率全局莫兰指数, 结果见表 3。表 3 显示, 除 2000 年外, 其他年份河南省农业生态效率 Moran's  $I$  均显著为正, 表明河南省农业生态效率存在显著的正向空间自相关性。2000 年全局空间自相关不显著的原因, 可能是因为存在局部地区空间自相关, 或者是正、负向空间自相关相互抵消, 导致全局空间自相关只是在统计上不显著。

### 2.3.2 空间面板计量模型检验与选择

鉴于空间计量模型具有不同的形式, 借鉴前人

研究结果<sup>[19]</sup>, 采用 Stata 16 进行 LM 检验、Wald 检验和 LR 检验, 结果见表 4。

由表 4 可知, 除 R-LM 误差没有通过显著性检验外, 其余 LM 检验和 R-LM 检验结果在 1% 显著水平上拒绝原假设, 表明模型同时存在空间滞后项及空间误差项。LR 检验和 Wald 检验结果在 1% 显著水平上拒绝原假设, 表明空间杜宾模型不能简化为空间滞后模型和空间误差模型, 即空间杜宾模型对河南省农业生态影响因素的模拟最优。同时, Hausman 检验结果显示在 1% 显著水平上拒绝随机效应的原假设。所以, 选用空间杜宾模型的固定效应模型进行分析, 回归结果见表 5。依据表 5 中 3

种固定效应模型的对数似然值(log-likelihood)和离散度( $\sigma^2$ ),可以看出时空双固定形式下的空间杜宾模型拟合程度明显优于时间固定、空间固定形式下的空间杜宾模型。因此,最终选择时空双固定效应下的空间杜宾模型作为最终的分析模型。

表3 河南省农业生态效率的 Moran's *I* 值Table 3 Moran's *I* value of agricultural eco-efficiency in Henan Province

年份	Moran's <i>I</i>	年份	Moran's <i>I</i>
1995	0.153 **	2008	0.337 ***
1996	0.157 ***	2009	0.284 ***
1997	0.290 ***	2010	0.262 ***
1998	0.275 ***	2011	0.278 ***
1999	0.141 **	2012	0.236 ***
2000	0.074	2013	0.273 ***
2001	0.209 ***	2014	0.254 ***
2002	0.205 ***	2015	0.209 ***
2003	0.467 ***	2016	0.200 ***
2004	0.297 ***	2017	0.174 **
2005	0.209 ***	2018	0.267 ***
2006	0.363 ***	2019	0.103 *
2007	0.300 ***		

\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上的显著性。

表4 空间计量模型相关检验结果

Table 4 Related test results of spatial measurement model

检验方法	统计值	P 值
LM 滞后	435.197	<0.001
LM 误差	407.601	<0.001
R-LM 滞后	27.736	<0.001
R-LM 误差	0.140	0.708
Wald 空间滞后	44.81	<0.001
LR 空间滞后	44.63	<0.001
Wald 空间误差	65.90	<0.001
LR 空间误差	66.18	<0.001
Hausman 检验	109.49	<0.001

### 2.3.3 空间效应分解分析

LESAGE 等<sup>[23]</sup>研究发现空间计量模型回归系数不能有效反映解释变量对因变量的影响程度,并提出采用偏微分法将溢出效应分解为直接效应、间接效应和总效应,结果见表 6。

由表 6 可知:(1)城镇化率对农业生态效率起负向作用。直接效应和间接效应显著为负,表明城镇化水平提高对该地区及邻接地区农业生态效率均起抑制作用。这是因为城镇化使得农村大量高素质劳动力流向城市,导致留在农村的剩余劳动力人员素质较低,农业经营方式较为粗放,生产效率低下<sup>[24]</sup>。同时城镇化带来的耕地非农化,导致耕地面积大量减少,耕地质量下降,这些影响均对该地

区农业生态效率起抑制作用。同时,城镇化带来的“虹吸效应”也使得邻接地区农业生态效率受到负向影响。

(2)农村居民人均可支配收入对农业生态效率有着显著的正向作用。直接效应和间接效应显著为正,表明农民收入水平提升对该地区及邻接地区农业生态效率的增长均起促进作用。这主要是因为农民收入水平决定着农业资金、技术、劳动力等要素的投入程度<sup>[12]</sup>,其次收入水平的提高也使得农民有能力生产和销售价格更高的绿色农产品<sup>[25]</sup>,促使农业生态效率得到提升。同时,区域间经济要素的流动,也会带动邻接地区经济水平提升,改善农业生产条件有利于邻接地区农业生态效率的提高。

(3)劳均播种面积(农业资源禀赋)对农业生态效率正向作用显著。直接效应显著为正,表明耕地资源的提升对农业生态效率的增长起促进作用。提高劳均播种面积有利于促进农业生产方式进行集约化、规模化和机械化的变革<sup>[26]</sup>,这也与当前推进“规模化经营”的观点一致。间接效应未通过显著检验,这可能是因为河南省农业耕地开发已基本完成<sup>[27]</sup>,不具备显著的空间溢出效应。

(4)种植结构对农业生态效率起正向作用。直接效应显著为正,间接效应未通过显著检验,说明该地区经济作物种植面积增加,不利于农业生态效率的提高。这是因为尽管相对于粮食作物而言,经济作物能够有效提高农户收入,但生产过程中的化学品投入量普遍高于粮食作物<sup>[28]</sup>,增加农业面源污染排放量,不利于农业生态效率的提高。

(5)化肥使用强度对农业生态效率有着显著的负向作用。直接效应未通过显著检验,间接效应显著为负,表明化肥使用强度提高对邻接地区农业生态效率起负向作用。这是因为化肥使用强度增高会增加农业面源污染排放量,在水循环的驱动下,邻接地区农业面源污染加剧<sup>[27]</sup>,对农业生态效率产生负向影响。目前,河南省化肥使用强度远高于国际公认的  $225 \text{ kg} \cdot \text{hm}^{-2}$  的安全上限<sup>[29]</sup>,如何提高化肥利用率和进行科学有效施肥是治理化肥污染的关键。

(6)农业机械密度对农业生态效率负向作用显著。直接效应和间接效应均显著为负,表明农业机械密度的提高对该地区和邻接地区农业生态效率的增长均起抑制作用。农业机械化程度的增长有利于提高劳动生产率,节约劳动力成本,但也会造成大量碳排放等非期望产出<sup>[30]</sup>,不利于农业生态效率的提升。并且,由于农业机械跨区域作业的普

及,加速了区域间机械要素的交流<sup>[31]</sup>,该地区农业机械密度的提升对邻接地区农业生态效率也会产

生不利影响。

表5 不同效应下空间杜宾模型的回归结果

Table 5 Regression results of spatial Dubin model under different effects

变量	空间杜宾模型		
	时间固定效应	空间固定效应	时空固定效应
$\ln R_U$	-0.218***(-7.52)	-0.152***(-4.78)	-0.183***(-5.84)
$\ln I_{CD}$	0.516*** (8.73)	0.571*** (6.73)	0.717*** (8.39)
$\ln L_{AS}$	-0.035(-1.25)	0.070* (1.78)	0.133*** (4.79)
$\ln S_{AF}$	0.277*** (9.90)	0.253* (10.85)	0.260* (11.46)
$\ln I_{FU}$	0.093*** (6.48)	0.031*** (1.72)	0.029*** (1.66)
$\ln M_{DA}$	-0.130*** (-4.04)	-0.190*** (-5.39)	-0.198*** (-5.81)
$W \ln R_U$	-0.179*** (-3.32)	-0.020 (-0.36)	-0.156*** (-2.66)
$W \ln I_{CD}$	-0.302*** (-3.69)	-0.430*** (-4.83)	0.186 (1.39)
$W \ln L_{AS}$	0.012 (0.24)	-0.212*** (-5.76)	0.024 (0.54)
$W \ln S_{AF}$	-0.294*** (-6.01)	-0.108*** (-2.78)	-0.073*** (-1.78)
$W \ln I_{FU}$	-0.019*** (-0.89)	-0.134*** (-5.08)	-0.142*** (-5.20)
$W \ln M_{DA}$	0.017 (0.40)	0.019 (0.42)	-0.033 (-0.70)
空间自回归系数	0.407*** (18.71)	0.380*** (17.41)	0.239*** (9.72)
空间误差系数	0.189*** (35.40)	0.089*** (35.50)	0.084*** (35.82)
$R^2$	0.070	0.064	0.011
对数似然值	-1.58e+03	-601.850	-487.719

\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平上的显著性;括号里数字为相应变量系数的渐进t统计值。 $R_U$ 为城镇化率, $I_{CD}$ 为农民收入水平, $L_{AS}$ 为农业资源禀赋, $S_{AF}$ 为农业种植结构, $I_{FU}$ 为化肥使用强度, $M_{DA}$ 为农业机械密度。

表6 基于0-1邻接空间权重矩阵的河南省农业生态效率影响因素的直接效应、间接效应与总效应

Table 6 Direct effect, indirect effect and total effect of the influencing factors of agricultural eco-efficiency in Henan Province based on 0-1 adjacency space weight matrix

变量	直接效应	间接效应	总效应
$\ln R_U$	-0.194*** (-5.99)	-0.248*** (-3.33)	-0.443*** (-5.13)
$\ln I_{CD}$	0.736*** (9.11)	0.443*** (2.93)	1.180*** (7.40)
$\ln L_{AS}$	0.140*** (5.30)	0.074 (1.38)	0.214*** (3.64)
$\ln S_{AF}$	0.259*** (12.20)	-0.013 (-0.27)	0.246*** (4.93)
$\ln I_{FU}$	0.021 (1.24)	-0.171*** (-5.58)	-0.150*** (-5.22)
$\ln M_{DA}$	-0.202*** (-6.30)	-0.100** (-1.94)	-0.302*** (-6.56)

\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平上的显著性;括号里数字为相应变量系数的渐进t统计值。 $R_U$ 为城镇化率, $I_{CD}$ 为农民收入水平, $L_{AS}$ 为农业资源禀赋, $S_{AF}$ 为农业种植结构, $I_{FU}$ 为化肥使用强度, $M_{DA}$ 为农业机械密度。

### 2.3.4 稳健性检验

为确保上述实证结果的可靠性,利用地理距离权重矩阵对模型进行稳健性检验。基于地理距离权重矩阵的时空固定效应SDM模型下的直接效应、间接效应和总效应见表7。与0-1邻接空间权重矩阵相比,基于地理距离权重矩阵的各效应回归系数和显著性变动较小,表明笔者研究结果具有稳健性。

### 2.4 基于地理探测器的农业生态效率各影响因素分析

考虑到农业生态效率具有显著的空间分层异质性,需要采用地理探测器模型进行分析。选择1995、2007和2019年农业生态效率数据进行分析探测,包含城镇化率( $X_1$ )、农村居民人均可支配收

入( $X_2$ )、劳均耕地面积( $X_3$ )、种植结构( $X_4$ )、化肥使用强度( $X_5$ )和农业机械密度( $X_6$ )6个探测因子,采用SPSS 21软件对影响因素进行离散化处理。然后将上述分类数据与农业生态效率值导入地理探测器模型,得出各探测因子对农业生态效率的影响力(表8)。

通过因子探测发现各年份农业生态效率的影响因素存在明显差异,1995年影响较大的因素是城镇化率、劳均耕地面积和农业机械密度,2007年影响较大的因素是种植结构、化肥使用强度和劳均耕地面积,2019年影响较大的因素是化肥使用强度、城镇化率和农村居民人均可支配收入。可以看出,随着农业生产的发展,生态效率的高作用影响因子

由农业资源要素向社会经济要素转变。通过因子交互探测发现,研究时限内影响因子经交互作用后均呈非线性增强,表明河南省农业生态效率时空分异格局的形成是驱动因子共同作用的结果。

表 7 基于地理距离权重矩阵的河南省农业生态效率影响因素的直接效应、间接效应与总效应

Table 7 Direct effect, indirect effect and total effect of influencing factors of agricultural eco-efficiency in Henan Province based on geographic distance weight matrix

变量	直接效应	间接效应	总效应
$\ln R_U$	-0.249 *** (-7.52)	-0.677 (-1.34)	-0.926 * (-1.81)
$\ln I_{CD}$	0.898 *** (11.32)	-1.287 (-1.43)	-0.389 (-0.44)
$\ln L_{AS}$	0.124 *** (4.72)	0.763 * (1.96)	0.887 ** (2.27)
$\ln S_{AF}$	0.247 *** (11.79)	-0.366 (-1.38)	-0.119 (-0.45)
$\ln I_{FU}$	-0.055 *** (-3.91)	-0.351 (-1.59)	-0.406 * (-1.83)
$\ln M_{DA}$	-0.220 *** (-8.35)	-0.393 (-1.36)	-0.614 ** (-2.16)

\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上的显著性; 括号里数字为相应变量系数的渐进  $t$  统计值。 $R_U$  为城镇化率,  $I_{CD}$  为农民收入水平,  $L_{AS}$  为农业资源禀赋,  $S_{AF}$  为农业种植结构,  $I_{FU}$  为化肥使用强度,  $M_{DA}$  为农业机械密度。

表 8 1995、2007 和 2019 年探测因子作用强度  $q$  的变化趋势

Table 8 Change trend of the detection factor's action intensity  $q$  in 1995, 2007 and 2019

年份	变量	$X_1$	$X_2$	$X_3$	$X_4$	$X_5$	$X_6$
1995	$q$ 值	0.076	0.012	0.072	0.023	0.028	0.064
	$p$ 值	0.312	0.980	0.336	0.901	0.838	0.408
2007	$q$ 值	0.086	0.062	0.124	0.144	0.139	0.087
	$p$ 值	0.235	0.434	0.074	0.037	0.046	0.220
2019	$q$ 值	0.144	0.129	0.060	0.022	0.161	0.082
	$p$ 值	0.037	0.062	0.460	0.903	0.021	0.261

$X_1$  为城镇化率,  $X_2$  为农村居民人均可支配收入,  $X_3$  为劳均耕地面积,  $X_4$  为种植结构,  $X_5$  为化肥使用强度,  $X_6$  为农业机械密度。

### 3 讨论与结论

笔者探讨了河南省农业生态效率的时空变化及其影响因素。尽管已有学者对此开展了相关研究<sup>[32-33]</sup>,但笔者研究仍有一些创新之处。首先利用 super-SBM 模型,探讨了河南省 104 个区县农业生态效率的时空分布格局。其次,选择广义农业作为研究对象,与传统的狭义农业<sup>[15]</sup>相比,结果更趋于真实和准确。最后,结合空间杜宾模型,考察了各影响因素对农业生产效率的直接效应和间接效应。此外,还运用地理探测器模型对其空间分层异质性进行探讨,以期为相关农区制定提高生态效率的政策提供理论支持。

通过对农业生态效率投入产出要素的分析,发现农业期望产出和非期望产出同步增长,投入要素变化略有不同,除劳动投入呈下降趋势外,其余投入要素均呈上升态势,这与 LIU 等<sup>[3]</sup>的研究结果一致,表明农业生产逐渐由劳力投入向机械投入转变。super-SBM 模型测算结果显示,研究期内河南省农业生态效率呈阶梯型震荡下降变化趋势,且与发达国家相比<sup>[14]</sup>,农业生态效率仍处于较低水平,表明河南省农业现代化仍面临着艰巨任务,急需加快传统农业向资源节约、环境友好的“两型”农业转变。

空间计量模型分析表明,潜在的影响因素对农业生态效率具有空间溢出效应。具体而言,农民收入水平、劳均播种面积和种植结构对该地区农业生态效率存在显著正向直接效应,城镇化率和农业机械密度对该地区农业生态效率存在显著负向直接效应,农民收入水平对邻接地区农业生态效率存在显著正向空间溢出效应,城镇化率、化肥使用强度和农业机械密度对邻接地区农业生态效率存在显著负向空间溢出效应。上述结果与侯孟阳等<sup>[9]</sup>、LI 等<sup>[34]</sup>的研究结果一致。采用地理探测器模型解释了农业生态效率空间异质性问题,证明了农业生态效率时空分异是受自然、社会、经济等多方面综合影响的复杂问题,并发现农业生态效率的高作用影响因子由农业资源要素向社会经济要素转变。

在全球一体化、全球气候变化以及我国推动农业现代化、实现乡村振兴战略的背景下,提高农业生态效率,是实现“两型”农业的必由之路。在笔者研究的基础上,建议农业政策的制定应避免落入“逐利陷阱”,各区域间应加强资源要素的交流与协作,以发挥各要素的空间溢出效应。由于空间分层异质性的存在,建议相关部门重视社会经济要素对农业生态效率的影响,其次,各地区应根据自身禀赋,发挥地区优势,形成特色农业产业体系。同时,农业部门也应深化农业供给侧结构性改革以提高农业供给的质量和效率。然而,该文仍具有一定的局限性,在投入指标的选取中考虑到数据的可获取性,未增加农业用水、资金投入等数据,今后随着统计数据的完善,应不断拓展指标体系,以增强研究的指导价值。

### 参考文献:

- [1] 龙花楼, 刘彦随, 张小林, 等. 农业地理与乡村发展研究新近进展 [J]. 地理学报, 2014, 69 (8): 1145-1158. [LONG Hua-lou, LIU Yan-sui, ZHANG Xiao-lin, et al. Recent Progress in

- Agricultural Geography and Rural Development Research [J]. *Acta Geographica Sinica*, 2014, 69(8): 1145–1158.]
- [2] 刘彦随, 张紫雯, 王介勇. 中国农业地域分异与现代农业区划方案 [J]. *地理学报*, 2018, 73(2): 203–218. [ LIU Yan-sui, ZHANG Zi-wen, WANG Jie-yong. Regional Differentiation and Comprehensive Regionalization Scheme of Modern Agriculture in China [J]. *Acta Geographica Sinica*, 2018, 73(2): 203–218.]
- [3] LIU Y S, ZOU L L, WANG Y S. Spatial-temporal Characteristics and Influencing Factors of Agricultural Eco-efficiency in China in Recent 40 Years [J]. *Land Use Policy*, 2020, 97: 104794.
- [4] 秦天, 彭珏, 邓宗兵, 等. 环境分权、环境规制对农业面源污染的影响 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2021, 31(2): 61–70. [ QIN Tian, PENG Jue, DENG Zong-bing, et al. Environmental Decentralization, Environmental Regulation and Agricultural Non-point Source Pollution [J]. *China Population, Resources and Environment*, 2021, 31(2): 61–70.]
- [5] 展进涛, 徐钰娇. 环境规制、农业绿色生产率与粮食安全 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2019, 29(3): 167–176. [ ZHAN Jin-tao, XU Yu-jiao. Environmental Regulation, Agricultural Green TFP and Grain Security [J]. *China Population, Resources and Environment*, 2019, 29(3): 167–176.]
- [6] XIANG H, WANG Y H, HUANG Q Q, et al. How Much Is the Eco-efficiency of Agricultural Production in West China? Evidence from the Village Level Data [J]. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2020, 17(11): 4049.
- [7] 郑德凤, 郝帅, 孙才志. 基于 DEA-ESDA 的农业生态效率评价及时空分异研究 [J]. *地理科学*, 2018, 38(3): 419–427. [ ZHENG De-feng, HAO Shuai, SUN Cai-zhi. Evaluation of Agricultural Ecological Efficiency and Its Spatial-temporal Differentiation Based on DEA-ESDA [J]. *Scientia Geographica Sinica*, 2018, 38(3): 419–427.]
- [8] 闫涛, 张晓平, 赵艳艳. 基于超效率 SBM 模型的中国城市生态效率时空演变及影响因素 [J]. *中国科学院大学学报*, 2021, 38(4): 486–493. [ YAN Tao, ZHANG Xiao-ping, ZHAO Yan-yan. Spatiotemporal Evolution of Urban Eco-efficiency in China and Its Influencing Factors Based on Super-efficiency SBM Model [J]. *Journal of University of Chinese Academy of Sciences*, 2021, 38(4): 486–493.]
- [9] 侯孟阳, 姚顺波. 1978—2016 年中国农业生态效率时空演变及趋势预测 [J]. *地理学报*, 2018, 73(11): 2168–2183. [ HOU Meng-yang, YAO Shun-bo. Spatial-temporal Evolution and Trend Prediction of Agricultural Eco-efficiency in China: 1978–2016 [J]. *Acta Geographica Sinica*, 2018, 73(11): 2168–2183.]
- [10] 刘彦随, 陆大道. 中国农业结构调整基本态势与区域效应 [J]. *地理学报*, 2003, 58(3): 381–389. [ LIU Yan-sui, LU Da-dao. The Basic Trend and Regional Effect of Agricultural Structure Adjustment in China [J]. *Acta Geographica Sinica*, 2003, 58(3): 381–389.]
- [11] WANG R J, WANG Q B, DONG L S, et al. Cleaner Agricultural Production in Drinking-water Source Areas for the Control of Non-point Source Pollution in China [J]. *Journal of Environmental Management*, 2021, 285: 112096.
- [12] 黄和平, 王智鹏. 江西省农用地生态效率时空差异及影响因素分析: 基于面源污染、碳排放双重视角 [J]. *长江流域资源与环境*, 2020, 29(2): 412–423. [ HUANG He-ping, WANG Zhi-peng. Spatial-temporal Differences and Influencing Factors of Agricultural Land Eco-efficiency in Jiangxi Province: Based on the Dual Perspective of Non-point Source Pollution and Carbon Emission [J]. *Resources and Environment in the Yangtze Basin*, 2020, 29(2): 412–423.]
- [13] ZHAO P J, ZENG L G, LU H Y, et al. Green Economic Efficiency and Its Influencing Factors in China from 2008 to 2017: Based on the Super-SBM Model with Undesirable Outputs and Spatial Dubin Model [J]. *Science of the Total Environment*, 2020, 741: 140026.
- [14] YOU H Y, ZHANG X L. Ecoefficiency of Intensive Agricultural Production and Its Influencing Factors in China: An Application of DEA-tobit Analysis [J]. *Discrete Dynamics in Nature and Society*, 2016, 2016: 4786090.
- [15] LIU D D, ZHU X Y, WANG Y F. China's Agricultural Green Total Factor Productivity Based on Carbon Emission: An Analysis of Evolution Trend and Influencing Factors [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2021, 278: 123692.
- [16] 孙世民, 张媛媛, 张健如. 基于 Logit-ISM 模型的养猪场(户)良好质量安全行为实施意愿影响因素的实证分析 [J]. *中国农村经济*, 2012(10): 24–36.
- [17] FENG J, ZHAO L D, ZHANG Y B, et al. Can Climate Change Influence Agricultural GTFP in Arid and Semi-arid Regions of Northwest China? [J]. *Journal of Arid Land*, 2020, 12(5): 837–853.
- [18] TONE K. A Slacks-based Measure of Efficiency in Data Envelopment Analysis [J]. *European Journal of Operational Research*, 2001, 130(3): 498–509.
- [19] ELHORST J P. Matlab Software for Spatial Panels [J]. *International Regional Science Review*, 2014, 37(3): 389–405.
- [20] 杨建亮, 陈铮铮. 环境规制、新型城镇化与区域经济增长: 基于我国 30 省份空间杜宾模型的实证研究 [J]. *生态经济*, 2021, 37(6): 165–171. [ YANG Jian-liang, CHEN Zheng-zheng. Environmental Regulation, New-type Urbanization and Regional Economic Growth: An Empirical Study Based on Spatial Durbin Model of 30 Provinces in China [J]. *Ecological Economy*, 2021, 37(6): 165–171.]
- [21] 胡克宏, 张震. 陕西秦岭山区留坝县生态质量时空特征及影响因素分析 [J]. *生态与农村环境学报*, 2021, 37(6): 751–760. [ HU Ke-hong, ZHANG Zhen. Spatio-temporal Characteristics and Driving-factors Analysis of Ecological Quality Change in Qinling Mountains of Shaanxi Province: Case Study in Liuba County, Northwest China [J]. *Journal of Ecology and Rural Environment*, 2021, 37(6): 751–760.]
- [22] ZHANG Y, GENG W L, ZHANG P Y, et al. Dynamic Changes, Spatiotemporal Differences and Factors Influencing the Urban Eco-efficiency in the Lower Reaches of the Yellow River [J]. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2020, 17(20): 7510.
- [23] LESAGE J P, PACE R K. Spatial Econometric Modeling of Origin-destination Flows [J]. *Journal of Regional Science*, 2008, 48(5): 941–967.
- [24] 尚杰, 吉雪强, 陈玺名. 中国城镇化对农业生态效率的影响: 基

- 于中国13个粮食主产区2009—2018年面板数据[J].中国生态农业学报(中英文),2020,28(8):1265—1276.[SHANG Jie, JI Xue-qiang, CHEN Xi-ming. Study on the Impact of China's Urbanization on Agricultural Ecological Efficiency: Based on Panel Data of 13 Major Grain-producing Regions in China from 2009 to 2018 [J]. Chinese Journal of Eco-agriculture, 2020, 28 ( 8 ) : 1265—1276.]
- [25] 郭清卉,李世平,南灵.环境素养视角下的农户亲环境行为[J].资源科学,2020,42(5):856—869.[ GUO Qing-hui, LI Shi-ping, NAN Ling. Farming Households' Pro-environmental Behaviors from the Perspective of Environmental Literacy [J]. Resources Science, 2020, 42(5) : 856—869.]
- [26] 马聪,刘黎明.不同经济发展水平地区耕地利用集约度比较[J].资源科学,2019,41(12):2296—2306.[ MA Cong, LIU Li-ming. Cultivated Land Use Intensity in Regions with Different Economic Development Levels [J]. Resources Science, 2019, 41(12) : 2296—2306.]
- [27] 张鹏岩,秦明周,闫江虹,等.河南省耕地资源利用效益的影响因素及特征分析[J].中国人口·资源与环境,2013,23(1):162—169.[ ZHANG Peng-yan, QIN Ming-zhou, YAN Jiang-hong, et al. Study on Impact Factors and Characteristic of Cultivated Land Resources' Utilization Benefit in Henan Province [J]. China Population, Resources and Environment, 2013, 23(1) : 162—169.]
- [28] 郭晓佳,周荣,李京忠,等.黄河流域农业资源环境效率时空演化特征及影响因素[J].生态与农村环境学报,2021,37(3):332—340.[ GUO Xiao-jia, ZHOU Rong, LI Jing-zhong, et al. Spatial-temporal Evolution Characteristics and Influencing Factors of Agricultural Resources and Environment Efficiency in the Yellow River Basin [J]. Journal of Ecology and Rural Environment, 2021, 37(3) : 332—340.]
- [29] 闫明涛,马玉玲,乔家君.河南省农业经济增长与农业面源污染关系的探讨:基于EKC理论的实证分析[J].河南大学学报(自然科学版),2021,51(1):12—19.[ YAN Ming-tao, MA Yu-ling, QIAO Jia-jun. Discussion on the Relationship between Agri-cultural Economic Growth and Agricultural Non-point Source Pollution in Henan Province: Empirical Analysis Based on EKC Theory [J]. Journal of Henan University ( Natural Science ), 2021, 51(1) : 12—19.]
- [30] 刘琼,肖海峰.农地经营规模与财政支农政策对农业碳排放的影响[J].资源科学,2020,42(6):1063—1073.[ LIU Qiong, XIAO Hai-feng. The Impact of Farmland Management Scale and Fiscal Policy for Supporting Agriculture on Agricultural Carbon Emission [J]. Resources Science, 2020, 42(6) : 1063—1073.]
- [31] 栾健,韩一军.干旱灾害与农田灌溉对小麦生产技术效率的影响[J].资源科学,2019,41(8):1387—1399.[ LUAN Jian, HAN Yi-jun. Impacts of Drought Disasters and Farmland Irrigation on Wheat Production Technical Efficiency [J]. Resources Science, 2019, 41(8) : 1387—1399.]
- [32] 侯孟阳,姚顺波.空间视角下中国农业生态效率的收敛性与分异特征[J].中国人口·资源与环境,2019,29(4):116—126.[ HOU Meng-yang, YAO Shun-bo. Convergence and Differentiation Characteristics on Agro-ecological Efficiency in China from a Spatial Perspective [J]. China Population, Resources and Environment, 2019, 29(4) : 116—126.]
- [33] 陈菁泉,信猛,马晓君,等.中国农业生态效率测度与驱动因素[J].中国环境科学,2020,40(7):3216—3227.[ CHEN Jing-quan, XIN Meng, MA Xiao-jun, et al. Chinese Agricultural Eco-efficiency Measurement and Driving Factors [J]. China Environmental Science, 2020, 40(7) : 3216—3227.]
- [34] LI Z J, SARWAR S, JIN T. Spatiotemporal Evolution and Improvement Potential of Agricultural Eco-efficiency in Jiangsu Province [J]. Frontiers in Energy Research, 2021, 9: 746405.

**作者简介:** 闫明涛(1997—),男,河南许昌人,主要研究方向为乡村经济地理。E-mail: yan.8910@foxmail.com

(责任编辑:李祥敏)

DOI: 10.19741/j.issn.1673-4831.2022.0023

季天妮,周忠发,牛子浩,等.易地扶贫搬迁前后农户生计恢复力对比分析:以贵州省贞丰县者相镇安置点为例[J].生态与农村环境学报,2022,38(11):1406–1414.

JI Tian-ni, ZHOU Zhong-fa, NIU Zi-hao, et al. Comparative Analysis of Farmers' Livelihood Resilience before and after Relocation for Poverty Alleviation: A Case Study in the Relocation Site in Zhexiang Town of Zhenfeng County, Guizhou Province [J]. *Journal of Ecology and Rural Environment*, 2022, 38 (11): 1406–1414.

## 易地扶贫搬迁前后农户生计恢复力对比分析: 以贵州省贞丰县者相镇安置点为例

季天妮<sup>1,2</sup>, 周忠发<sup>1,2,3①</sup>, 牛子浩<sup>1,3</sup>, 张家硕<sup>1,3</sup> (1. 贵州师范大学地理与环境科学学院/ 喀斯特研究院, 贵州 贵阳 550001; 2. 贵州省喀斯特山地生态环境国家重点实验室培育基地, 贵州 贵阳 550001; 3. 国家喀斯特石漠化防治工程技术研究中心, 贵州 贵阳 550001)

**摘要:** 探究喀斯特贫困地区易地扶贫搬迁前后农户生计恢复力及其影响因素,对提升农户生计恢复潜力及促进生计可持续发展具有重要意义。采用2019—2021年126户搬迁农户的持续跟踪问卷调查数据,引入生计可持续思想建立生计恢复力框架,对易地扶贫搬迁农户生计恢复力进行测度,对比搬迁前后农户生计恢复力及其影响因素,并提出相应生计建设路径。结果表明,贵州省贞丰县者相镇安置点搬迁后农户生计恢复力呈上升趋势,2021年生计恢复力比搬迁前提升25.24%;搬迁前后各维度变化量表现为学习能力>缓冲能力>自组织能力;家庭经济状况、社会保障和风险应对能力等因子是影响搬迁农户生计恢复水平的核心因素。者相镇安置点搬迁前后农户生计恢复潜力差异明显,各维度增长趋势不同,提高搬迁农户收入水平和学习能力以及完善社会保障,可帮助搬迁农户进一步实现生计可持续发展。

**关键词:** 易地扶贫搬迁; 农户; 生计恢复力; 生计建设路径

**中图分类号:** X22; F323.6    **文献标志码:** A    **文章编号:** 1673-4831(2022)11-1406-09

**Comparative Analysis of Farmers' Livelihood Resilience before and after Relocation for Poverty Alleviation: A Case Study in the Relocation Site in Zhexiang Town of Zhenfeng County, Guizhou Province.** JI Tian-ni<sup>1,2</sup>, ZHOU Zhong-fa<sup>1,2,3①</sup>, NIU Zi-hao<sup>1,3</sup>, ZHANG Jia-shuo<sup>1,3</sup> (1. School of Geography and Environmental Science/ School of Karst Science, Guizhou Normal University, Guiyang 550001, China; 2. The State Key Laboratory Incubation Base for Karst Mountain Ecology Environment of Guizhou Province, Guiyang 550001, China; 3. State Engineering Technology Institute for Karst Desertification Control, Guiyang 550001, China)

**Abstract:** This paper explores farmers' livelihood resilience and its influencing factors before and after the implementation of relocation for poverty alleviation in poverty-stricken Karst areas, which is of great significance to enhance the potential of farmers' livelihood resilience and promote the sustainable development of their livelihood. Based on the data obtained from questionnaire surveys that were carried out among 126 relocated households from 2019 to 2021, a livelihood resilience framework was established by introducing the idea of sustainable livelihood analysis, the livelihood resilience of the relocated households was measured, the farmers' livelihood resilience and its influencing factors before and after the relocation were compared and analyzed, and the relevant measures for promoting the livelihood of relocated households are put forward. The results show that the farmers' livelihood resilience was on an upward trend after they were relocated to the site in Zhexiang Town, with an increase of 25.24% from 2019 to 2021; the variation of famers' livelihood resilience in different dimensions ranks from big to small as follows: learning ability > buffering ability > self-organizing ability; the livelihood

收稿日期: 2022-01-10

基金项目: 国家自然科学基金(41661088); 贵州省高层次创新型人才培养计划(黔科合平台人才[2016]5674); 贵州省哲学社会科学规划课题(21GZZD39); 贵州省教育科学规划课题(2019B174)

① 通信作者 E-mail: fa6897@163.com

resilience of relocated farmers' households is influenced by core factors such as family economic conditions, social security, risk coping abilities etc. The potential of farmers' livelihood resilience was significantly different before and after they were relocated to Zhexiang Town, with different growth trends in different dimensions. The sustainable development of relocated farmers' livelihood can be further promoted by improving their income levels and learning abilities, as well as guaranteeing social security.

**Key words:** poverty alleviation relocation; farmer; livelihood resilience; livelihood construction pathway

贫困是贯穿人类社会发展进程的重要部分,也是世界各国面临的共性问题<sup>[1]</sup>。自扶贫开发成为治国理政的首要问题以来,我国脱贫攻坚取得了阶段性成果<sup>[2]</sup>。易地扶贫搬迁作为“十三五”期间脱贫攻坚的“头号工程”和标志性工程,旨在通过空间转移方式,将我国深度贫困农村地区人口<sup>[3-4]</sup>进行安置,实现生态保护与人类发展的目的<sup>[5]</sup>。我国易地扶贫搬迁已进入后扶贫时代<sup>[6]</sup>,搬迁农户生计可持续成为该阶段的热点问题<sup>[7]</sup>。部分学者认为恢复力理论与生计可持续思想相结合,可增进对生计的动态理解,以及提供生计可持续研究新路径<sup>[8-9]</sup>。

生计恢复力指行为者适应压力、抗干扰力、自我组织,以及为维持或改善基本结构和功能方式而学习的能力。在外界环境复杂且不确定的情况下,恢复力是增强群体适应能力,促进区域可持续发展的有效方式<sup>[10]</sup>。自生计恢复力概念<sup>[11-12]</sup>被提出以来,国内外研究内容差异明显,国外以外界条件存在差异情况下<sup>[13-15]</sup>,生计恢复力概念、评价<sup>[16]</sup>及其影响因素<sup>[17-18]</sup>研究为主,多为框架整合和实证研究。国内早期研究涉及农户生计恢复力现状<sup>[19]</sup>、测度<sup>[20]</sup>等方面,目前国内生计恢复力研究逐步与国家政策相结合<sup>[21]</sup>,易地扶贫搬迁对农户生计恢复力的影响成为当前研究热点<sup>[22-24]</sup>。但现有研究大多采用单一生计恢复力框架测度农户搬迁后的生计恢复力及其影响因素,缺乏丰富研究框架和动态分析农户生计恢复力变化规律的实证研究。对于搬迁前后外界条件明显变化的易地扶贫搬迁农户,考虑搬迁政策对其生计恢复力的动态影响有待学者关注。由此可见,引入生计可持续思想研究搬迁农户生计恢复力时序变化规律,可提高搬迁农户生计恢复力研究的综合性,并且能丰富现有实证研究。

贵州省生态环境脆弱且贫困人口基数大,作为全国首批实施易地扶贫搬迁的省份,搬迁规模较大且任务较重。搬迁农户生计系统随着环境改变而受到强烈冲击,不稳定的生计恢复力使其难以实现生计可持续发展。因此,结合现有研究与贵州省易地扶贫搬迁背景,采用 2019、2020 和 2021 年贵州省贞丰县者相镇安置点实时跟踪调研获得的 4 期数

据,从微观农户视角,引入生计可持续思想构建生计恢复力指标体系,探究搬迁农户生计恢复力时序变化规律及其影响因素,厘清搬迁前后社会-生态系统对农户生计恢复发展的促进或抑制作用,并提出恢复建设思路,促进搬迁农户生计可持续发展,巩固易地扶贫搬迁成果,为生计恢复力研究提供新思路与研究案例。

## 1 研究区概况

者相镇位于贵州省黔西南州贞丰县东北部,是中国第 2 批特色小镇之一。全镇土地面积为 131.64 km<sup>2</sup>,海拔为 400~1 342 m。全镇地势西高东低,属岩溶盆地,低山丘陵带,水资源丰富,土壤肥沃,为贞丰县重点商品粮基地。者相镇是汉族、布依族和苗族等多民族杂居地区,少数民族人口约占全镇人口的 48.8%<sup>[25]</sup>。者相镇安置点占地面积约为 1.324 km<sup>2</sup>,住房共计 171 栋,2016—2018 年前后共安置搬迁 2 368 户 11 986 人,其中,建档立卡贫困人口约占总搬迁人口的 63.27%,搬迁农户来自紧邻的者相镇、挽澜镇、长田镇、北盘江镇、小屯镇、白层镇和平街乡,共涉及 7 个乡镇 42 个村(图 1)。作为贵州省 14 个省级易地扶贫搬迁安置点之一,者相镇安置点是贵州省易地扶贫搬迁的典型代表。

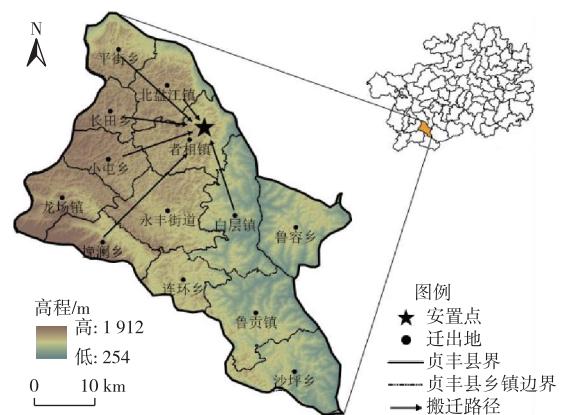


图 1 贵州省贞丰县易地扶贫搬迁安置情况

Fig. 1 Relocation site path for easy poverty alleviation in Zhenfeng County, Guizhou Province

## 2 材料与方法

### 2.1 数据来源

研究数据采用半结构化入户问卷调研和社区关键人物深度访谈获得。经系统培训后,课题组于2019年10月、2020年10月和2021年10月采用参与式农村评估法(PRA)分别对者相镇安置点同一批易地扶贫搬迁农户进行入户问卷调研。涉及者相镇和鸣、鸾山2个安置社区,调研内容包括农户家庭人口信息、生计资本、生计策略和搬迁相关情况。其中,2019年同时获取搬迁前与当年的生计情况。数据分为搬迁前、2019、2020和2021年4期,每期样本量均为126个农户家庭682人,共计504份问卷。

调查样本基本情况见表1。从受访农户家庭人口性别、民族及年龄构成来看,男性略多于女性;汉族为557人,占比为81.67%,其他民族以布依族、苗族和彝族为主,占比为18.33%;受访农户以18至60岁的青壮年劳动力为主;由于生活所迫及教育条件较差等原因,受访农户受教育程度以小学和初中为主,占比为66.28%;受访农户多为青壮年劳动力,身体健康状况较好。

### 2.2 研究方法

#### 2.2.1 生计恢复力指标体系构建

恢复力不仅指行为者应对和适应不利条件而提高面对威胁的能力,还包括主动寻找和创造有利条件的能力。当具有缓冲能力且保持现有状态,自组织存在并促进学习能力发生时,恢复力就会保持<sup>[26]</sup>。整合以往研究成果<sup>[9]</sup>,将生计可持续思想引入IFEJIKA SPERANZA等<sup>[11]</sup>提出的生计恢复分析框架中,完善和提高生计恢复力研究方法的综合性。参照文献[10,14,20-21,23,25-27],并结合贵州省易地扶贫搬迁实际情况,从缓冲能力、自组织能力和学习能力3个属性维度建立指标体系(均为正向指标),具体指标描述见表2。4个时期指标得分(图2)有所差异,针对所选取指标体系进行信度检验,各期指标体系克朗巴哈 $\alpha$ 系数均达0.750以上,表明调查问卷所用指标体系具有良好信度。

缓冲能力指系统在外界扰动下,仍保持自身稳定结构、功能和特性等方面的属性<sup>[26]</sup>。从农户生计出发,缓冲能力是自身用于抵抗外界干扰变化的资本(结合生计可持续的思维)。家庭劳动力及健康状况用于反映人力资本<sup>[10]</sup>,劳动力指数越高,面临风险干扰时缓冲能力就越强;农户拥有耕地、林地

面积用于反映其自然资本拥有量,土地破碎且面积较小的喀斯特山区,农户搬迁前后拥有量发生变化,因而选取耕地、林地面积反映其自然资本<sup>[25]</sup>;搬迁农户多为建档立卡贫困户,住房和耐用消费品是其最为重要的物质资本,生计遭受影响时,物质资本可转变为金融资本用于抵抗外界干扰<sup>[23]</sup>;家庭年收入和资金筹集方式用于反映金融资本,是农户遭受风险时维持基本生计活动的重要因素<sup>[20-21]</sup>;家庭生计多样性是农户灵活应对风险的关键因素。

表1 调查样本基本情况

Table 1 Basic information of the survey sample

变量	分项	样本量/人	比例/%
性别	男	351	51.47
	女	331	48.53
年龄	0~18	229	33.58
	>18~60	391	57.33
	>60	62	9.09
民族	汉族	557	81.67
	布依族	69	10.12
	苗族	20	2.93
	彝族	18	2.64
	其他	18	2.64
受教育程度	不识字或识字很少	151	22.14
	小学	240	35.19
	初中	212	31.09
	高中	43	6.30
	大专	14	2.05
	本科及以上	22	3.23
健康状况	健康	618	90.61
	基本健康	41	6.01
	不健康	13	1.91
	生活不能自理	10	1.47

自组织能力指系统通过微观关系建立宏观结构,系统自组织能力越强,其保持与抵御外界风险的能力就越强,内源性相互作用和过程是自组织的核心<sup>[14]</sup>。结合易地扶贫搬迁背景与研究区实际情况,考虑采用交通可达性与社会参与等因素。亲友交往反映农户之间信息共享及相互扶持程度,搬迁后农户社会系统发生改变,亲友交往数量发生波动,使其自组织能力发生变化;交通可达性反映农户与外界连接程度,交通越便利,农户进一步参与社会活动的机会就越多,使其自组织能力增强;搬迁前后社会保障、政策知晓和决策参与有着明显差异,农户是否有效参与社会组织活动影响其自组织能力,知晓、参与、决策的机会越多,说明农户自组织能力就越稳定。

表2 生计恢复力评价指标体系

Table 2 Livelihood resilience evaluation index system

维度层	指标层	指标含义及赋值
缓冲能力	家庭劳动力 $B_1$	劳动能力之和 $\times 0.5$ +劳动数量 $\times 0.5$ ;劳动能力:儿童和残疾=1,老年人=2,成年助手=3,成年人=4(1~16岁为儿童,>16~18岁为成年助手,>18~65岁为成年人,>65岁为老年人)
	健康状况 $B_2$	家庭非病残人口与总人口的比值
	自然资本 $B_3$	耕地面积 $\times 0.5$ +林地面积 $\times 0.5$ (单位: $m^2$ )
	房屋资本 $B_4$	住房类型 $\times 0.5$ +住房面积 $\times 0.5$ ;住房类型:土木=1,砖木=2,砖混=3,混凝土=4;住房面积: $\leq 60 m^2 = 1, > 60 \sim < 120 m^2 = 2, \geq 120 m^2 = 3$
	耐用消费品 $B_5$	家庭生活耐用品数量(单位:件)
	家庭人均年收入 $B_6$	家庭人均年收入(单位:元)
	金融支持度 $B_7$	缺钱时能够筹集资金的途径
	生计多样性 $B_8$	从事生计活动的类型总数
自组织能力	亲友交往户数 $S_1$	1~5户=1,6~10户=2,11~15户=3,16~20户=4,20户以上=5
	交通可达性 $S_2$	家到公路的距离:<1 km=1, $\geq 1 \sim 3 km = 0.5$ , $\geq 3 km = 0$
	社会保障度 $S_3$	非常满意=5,比较满意=4,基本满意=3,不满意=2,非常不满意=1
	政策知晓度 $S_4$	非常了解=5,比较了解=4,基本了解=3,不太了解=2,不了解=1
	公共服务决策参与度 $S_5$	都参与=5,经常参与=4,偶尔参与=3,很少参与=2,不参与=1
学习能力	未来风险应对能力 $L_1$	应对未来可预见的生计风险能采用的策略种类
	文化教育水平 $L_2$	家庭受教育水平:文盲=1,半文盲=2,小学=3,初中=4,高中=5,大专=6,本科及以上=7
	外出务工经验 $L_3$	家庭成员外出务工时间(单位:年)
	技能培训时长 $L_4$	当年家庭成员接受技能培训的时长
	信息获取能力 $L_5$	获取市场、政策及就业等信息的渠道数量

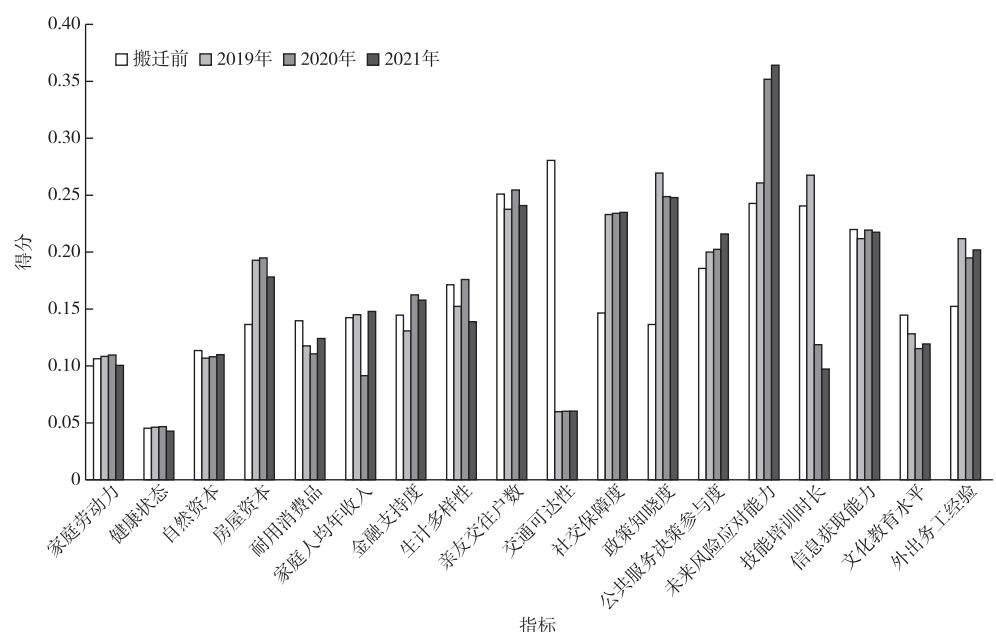


图2 农户生计恢复力各维度指标得分

Fig. 2 Scores of indicators for each dimension of farmers' livelihood resilience

学习能力不仅指行为者获取知识和技能的能力,也指将知识转化为行动的能力,在个人生计和系统层面的学习能力对建立恢复力至关重要<sup>[27]</sup>。由于外界环境改变,搬迁农户需要不断地学习累积新知识、新技能,以提高生计技能应对干扰。笔者研究选取农户应对风险可采取策略、受教育水平、

外出务工年数、参与培训时长和信息获取能力构建易地扶贫搬迁农户的学习能力指标体系。搬迁后社会-生态系统极具挑战性,农户暴露在风险中的概率增加,其应对能力有所波动,风险应对能力采用家庭目前所能采用的策略数量来表示,该指标能够用于评价农户是否具有预见未来风险及采用相

关措施降低风险的能力;贵州省教育资源匮乏,搬迁农户受教育水平会影响其生计行为和学习能力;安置点内大多数农户选择外出务工以增加经济收入,外出务工影响农户学习外界知识的机遇,是其学习能力的重要体现;搬迁后农户参与培训的机会充足,参与培训能有效提升农户学习能力;易地扶贫搬迁能够有效增加农户获取信息的途径和机会,信息获取过程中可规避目前生计活动的不利影响。

### 2.2.2 生计恢复力定量评估

#### (1) 数据标准化

通过指标分类和赋值量化指标体系,消除指标性质差异、量纲及数量级影响,采用极差法对各指标进行标准化处理,计算公式为

$$R_{ij}' = (R_{ij} - R_{\min}) / (R_{\max} - R_{\min}) \quad (1)$$

式(1)中,  $R_{ij}'$  为样本  $l$  指标  $j$  的量化值;  $R_{ij}$  为样本  $l$  指标  $j$  标准化值;  $R_{\min}$  和  $R_{\max}$  分别为总样本的最小值和最大值。

#### (2) 指标权重的确定

计算指标权重采用均方差决策法<sup>[27]</sup>确定,即分别计算搬迁前、2019、2020 和 2021 年各分层指标离差系数并进行归一化处理,得到各期指标权重,用于反映各指标对总体数据的贡献程度。指标层权重计算公式为

$$U_{ij} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n R_{ij} \quad (2)$$

$$S_{ij} = \sqrt{\sum_{i=1}^n (R_{ij} - U_{ij})^2} \quad (3)$$

$$W_{ij} = S_{ij} / \sum_{j=1}^m S_{ij} \quad (4)$$

准则层权重计算公式为

$$R_i = \sum_{j=1}^m W_{ij} \times R_{ij} \quad (5)$$

$$U_{ij} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n R_i \quad (6)$$

$$S_i = \sqrt{\sum_{i=1}^n (R_i - U_i)^2} \quad (7)$$

$$W_i = S_i / \sum_{i=1}^3 S_i \quad (8)$$

式(2)~(8)中,  $i$  为维度;  $j$  为指标;  $R$  为指标值;  $U$  为平均值;  $S$  为方差;  $W$  为权重;  $n$  为样本数;  $m$  为各准则层包含的指标数。

#### (3) 生计恢复力测算

结合现有研究与生计恢复力概念,将缓冲、自组织和学习能力 3 个维度层属性相加得到生计恢复力,其计算公式<sup>[28]</sup>为

$$D_{ij} = W_i \times \sum_{i=1}^n W_{ij} R_{ij} \quad (9)$$

$$R_k = D_{Bj} + D_{Sj} + D_{Lj} \quad (10)$$

式(9)~(10)中,  $D_{ij}$  为维度  $i$  指标  $j$  测度值;  $B$ 、 $S$  和  $L$  分别为缓冲、自组织和学习能力 3 个维度;  $W_i$  为维度  $i$  权重值;  $W_{ij}$  为维度  $i$  指标  $j$  权重;  $R_k$  为农户  $k$  生计恢复力得分。

#### (4) 贡献度模型

生计恢复力评价既需量化大小,更需厘清影响恢复力的因素,以实现“稳得住、能致富”的易地扶贫搬迁目的。引入因子贡献度(单因子占总目标的权重,  $F_j$ )、指标偏离度(对目标的影响作用程度,  $I_j$ )和贡献度( $Z_j$ )反映单项指标对农户生计恢复力的影响程度<sup>[29]</sup>。指标  $j$  对生计恢复力的贡献度计算公式为

$$Z_j = \frac{I_j F_j}{\sum_{j=1}^{18} I_j F_j} \times 100\% \quad (11)$$

### 3 结果与分析

#### 3.1 搬迁前后农户生计恢复力对比分析

以贞丰县者相镇双峰街道和鸣、鸾山 2 个社区的 126 个农户家庭为研究对象,实时追踪监测搬迁前、2019、2020 和 2021 年农户家庭生计情况,根据模型计算各期农户生计恢复指数并量化缓冲、自组织和学习能力,得到搬迁前后农户生计恢复力变化情况(表 3),采用 SPSS 24.0 分别绘制搬迁前后农户各维度散点图(图 3)以探讨其内部差异。

表 3 搬迁前后农户生计恢复力变化

Table 3 Changes in livelihood resilience of farmer households before and after relocation

指标	搬迁前			搬迁后			变化量/ %
	2019 年	2020 年	2021 年	变化值			
缓冲能力 $B$	0.123 6	0.122 7	0.136 2	0.147 5	0.023 9	19. 34	
自组织能力 $S$	0.179 7	0.167 9	0.181 5	0.186 6	0.006 9	3. 84	
学习能力 $L$	0.072 7	0.113 3	0.142 5	0.136 7	0.064 0	88. 03	
生计恢复力 $R$	0.375 9	0.404 0	0.460 2	0.470 8	0.094 9	25. 24	

#### 3.1.1 生计恢复力

搬迁前后农户生计恢复力指数逐年增加,与搬迁前相比,搬迁后 2021 年生计恢复力指数增长 25.24%,2019 年农户生计恢复力指数比搬迁前增长 7.48%,这是由于搬迁前农户居住在环境封闭的农村地区,生计依赖农业生产,难以与外界发生关联,有利条件薄弱,其缓冲、自组织和学习能力偏低。搬迁后的 2019 年,农户拥有较高的基础保障及

社会资源,但农户难以快速改变原本的生存生活方式,还处于搬迁适应阶段,因此生计恢复增幅不大。到2020年,搬迁农户通过利用周边资源,实现提升生计能力的目的,其生计恢复能力也稳步提升,增

长幅度较大。总体来看,搬迁后社会资源丰富,农户吸收学习外界知识的途径和机会增多,农户缓冲、自组织和学习能力得以提高,生计恢复力也表现为稳步增长趋势。

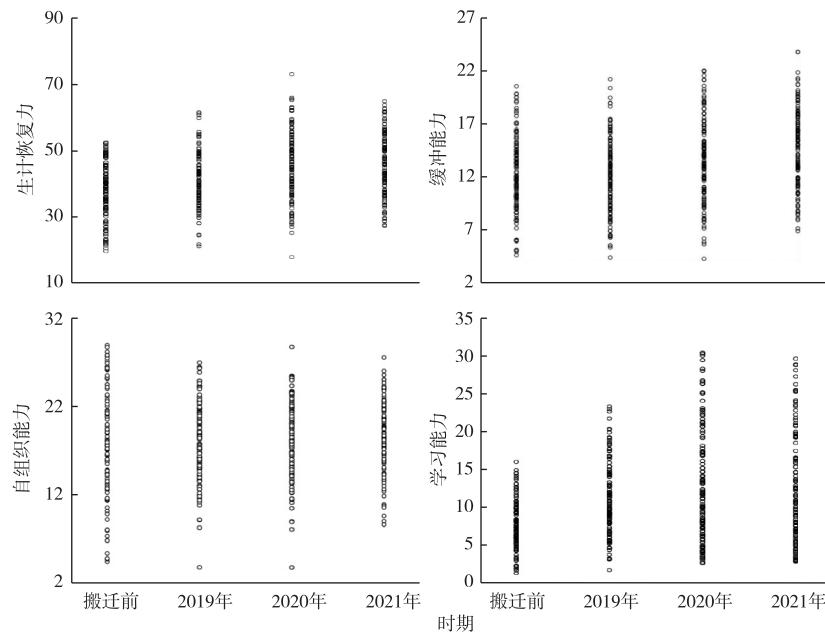


图3 搬迁前后农户各维度能力内部差异

Fig. 3 Internal differences in farmer households' abilities in each dimension before and after relocation

### 3.1.2 缓冲能力

由表3可知,2021年农户缓冲能力由搬迁前的0.123 6增长到0.147 5,提升19.34%。搬迁前后农户缓冲能力(图3)内部差异明显,搬迁前和2019年农户缓冲能力呈现集聚态势,农户缓冲能力增幅不显著,部分呈现分化趋势,其值以0.07~0.15为主;2020年农户缓冲能力逐渐升高,内部无明显集聚,其值以0.09~0.16为主;2021年农户缓冲能力整体呈现升高趋势,出现中、高水平的集聚态势。由于搬迁前后各农户家庭的物质条件、资金基础差异明显,从而导致农户内部缓冲能力存在差异。2019年搬迁农户还处于适应搬迁生活阶段,该时期农户自身物质与经济基础无法抵御外界干扰,导致缓冲能力较低。2020—2021年农户逐步适应搬迁生活,自身物质金融水平提高,因此缓冲能力也呈现逐年增强趋势。

### 3.1.3 自组织能力

由表3可知,搬迁前后农户自组织能力由搬迁前的0.179 7增长到2021年的0.186 6,仅增加3.84%,变化不明显。由图3可知,搬迁前农户自组织能力内部差异明显,而搬迁后呈现明显集聚趋

势。搬迁前由于缺乏便利的交通条件,农户缺乏与外界联系,但村落聚集,农户亲友交往户数较多,跟外界联系较为频繁,也熟知周边发生的大小事情;搬迁后便利的交通条件增加了农户与外界沟通交流的机会,但农户需要重新熟悉周围环境,重新建立对社区干部和周边邻居的信任,这又削弱了农户的自组织能力。因此,搬迁前后农户自组织能力无明显变化。

### 3.1.4 学习能力

由表3可知,搬迁前后农户学习能力变化明显,搬迁前农户学习能力仅为0.072 7,搬迁后2021年为0.136 7,增加88.03%。由图3可知,搬迁前农户学习能力整体较低,农户生活在相对闭塞的社会环境内,缺乏技能培训机会,获取信息的途径有限,抵御未来生计风险的能力较低,导致其学习能力薄弱,故呈现低值集聚趋势。搬迁后社区为农户提供的技能培训机会充足,信息获取十分便利,农户学习外界知识的能力得以增强,呈现集聚提升趋势。

## 3.2 农户生计恢复力影响因素分析

应用贡献度模型,分维度计算各指标对恢复力贡献度,识别恢复力的贡献因子。由于指标较多,

选择各维度贡献率位居前3位的指标作为主要贡献因子(表4)。由表4可知,搬迁前后影响农户生计恢复力水平的因子主要为家庭经济状况、社会保障和风险应对能力。

表4 农户生计恢复力各维度指标贡献度

Table 4 Contribution of indicators for each dimension of farmers' livelihood resilience

时期	排名	缓冲能力		自组织能力		学习能力	
		贡献因子	贡献率/%	贡献因子	贡献率/%	贡献因子	贡献率/%
搬迁前	1	$B_6$	16.41	$S_2$	25.75	$L_1$	23.24
	2	$B_5$	14.31	$S_1$	23.98	$L_4$	23.09
	3	$B_8$	14.12	$S_5$	19.28	$L_5$	21.68
2019年	1	$B_6$	18.05	$S_4$	25.47	$L_4$	23.49
	2	$B_7$	14.97	$S_1$	23.43	$L_1$	23.10
	3	$B_8$	14.37	$S_3$	23.12	$L_3$	20.01
2020年	1	$B_8$	18.29	$S_1$	24.51	$L_1$	29.89
	2	$B_7$	16.89	$S_4$	24.14	$L_5$	22.45
	3	$B_6$	15.86	$S_3$	23.17	$L_3$	20.58
2021年	1	$B_7$	16.97	$S_4$	24.05	$L_1$	30.64
	2	$B_6$	15.40	$S_1$	23.59	$L_5$	22.52
	3	$B_8$	14.61	$S_3$	23.19	$L_3$	21.32

各贡献因子含义见表2。

首先对缓冲维度层影响因素进行分析,发现搬迁前后贡献因子有所变化。搬迁前影响缓冲能力的贡献因子为家庭人均年收入( $B_6$ )、耐用消费品( $B_5$ )和生计多样性( $B_8$ ),3个因子之间存在趋同性。农业生产作为农户主要收入来源,家庭物质经济状况及是否具有提高收入的能力成为提升其缓冲能力的关键所在。除了家庭人均年收入和生计多样性外,金融支持度( $B_7$ )也成为影响搬迁后农户缓冲能力的关键因素之一。搬迁后农户从事非农就业渠道增多,除了经济资本外,外界金融支持有利于农户金融网络形成,从而促进农户缓冲能力提升。

从自组织能力来看,搬迁前后农户自组织能力贡献因子差异较大。搬迁前以交通可达性( $S_2$ )、亲友交往户数( $S_1$ )和公共服务决策参与度( $S_5$ )为主要贡献因子。由于农户居住地区交通条件薄弱,农户与外界沟通交流方式单一,亲友交往、参加村民大会等村级组织参与度影响其自组织能力。搬迁后亲友交往户数、社会保障度( $S_3$ )和政策知晓度( $S_4$ )为农户自组织能力的主要贡献因子。农户搬离熟悉的生活环境,需要重新建立社会组织关系,亲友交往为社会关系网中的重要部分,对农户提升自组织能力十分关键。此外,搬迁后农户能够通过

社区宣传迅速获取相关政策信息,农户拥有较为完善的社会保障,搬迁后农户自组织能力逐年稳定增长。

学习能力贡献因子以未来风险应对能力( $L_1$ )、技能培训时长( $L_4$ )、信息获取能力( $L_5$ )和外出务工经验( $L_3$ )为主。搬迁前学习能力贡献因子以未来风险应对能力、技能培训时长和信息获取能力为主。搬迁前农户从事生计类型单一,几乎没有参加技能培训的机会,也缺少获取信息途径,这些因素共同影响农户学习能力。搬迁后农户大多数由农业活动转为非农活动,生计多样性增加,加之外出务工经验的增加,其学习和获取外界信息的途径和机会增多,农户学习能力得以提升,有利于农户生计恢复力的发展。

## 4 讨论与结论

### 4.1 讨论

引入生计可持续思想完善生计恢复力的理论框架,对贵州省贞丰县者相镇安置点126个农户家庭搬迁前后生计恢复力水平和影响因素进行研究。笔者研究发现,搬迁前农户极易受外界扰动,加之自身抵御风险能力薄弱,导致生计恢复水平偏低。搬迁后农户基本生活得到保障,社会资源更加丰富,学习能力得以增强,使得生计恢复潜力提高;但由于农户家庭结构和劳动力数量的差异,各类搬迁农户自身发展能力存在差异,即使在相同政策扶持下,农户生计恢复水平也不同。通过评估研究区农户生计恢复力影响因素发现,稳定的经济收入和金融支持,完善的社会保障、较强的抵御风险能力以及良好的学习环境对搬迁农户恢复力提升发挥关键作用。因此,笔者认为提高研究区搬迁农户生计恢复力水平有以下3个主要途径:(1)鼓励农户发展生计多样化,搭建就业平台以提高农户就业率;设立社区公益性岗位,增加农户获取收入途径;加强社区各类就业培训力度,实现农户生计方式多样化;创立多样借贷形式,拓宽农户金融获取途径,助力农户生计重组与转化,实现生计可持续。(2)积极落实教育、医疗、救助和补贴等各项社会基本保障,确保农户基本权益不受侵害;加强社区基层自组织,提升农户群体的社区参与感、归属感。(3)建立专业化信息发布平台,提升农户对就业、市场和国家政策信息的知晓程度;提高搬迁家庭教育文化水平,以巩固农户现有学习能力;加强社会网络的联系和教育投入,营造良好教育环境以提升农户认知学习能力,达到提升生计恢复力的目的。

目前,国内外学者对于生计恢复力的研究尚未形成公认的理论框架<sup>[16]</sup>,多为采用单一生计恢复力框架评价生计恢复力的研究。国内易地扶贫搬迁农户的生计恢复力研究以讨论搬迁后农户生计恢复力发展现状为主,从时序角度评价搬迁前后农户生计恢复力变化规律的研究尚鲜见。笔者将生计可持续思想引入生计恢复力研究中,增强了生计恢复力研究综合性,拓宽了生计领域研究宽度和广度,探究了生计可持续发展研究的新思路。从农户基本生计情况、内在动力和主观感知意识等方面出发,动态分析搬迁前后农户生计恢复力时序变化规律及动态影响因素,全面客观评价农户各维度能力的差异。该研究着重研究搬迁前后时序变化下微观农户生计恢复力的差异,没有将空间尺度纳入研究中,未来将围绕空间尺度问题作进一步完善,并同时尝试探讨时效性、区域性跨尺度的生计恢复力研究。

## 4.2 结论

引入生计可持续思想构建者相镇安置点搬迁农户生计恢复力评价指标体系,分析搬迁前后农户生计恢复力变化规律,并引入贡献度模型探究其主要影响因子,得出以下结论:

(1) 贞丰县者相镇双峰街道易地扶贫搬迁农户生计恢复力水平整体不高,但是呈现逐年增长趋势。各年份生计恢复力由高到低依次为2021年、2020年、2019年和搬迁前,2021年农户生计恢复力比搬迁前增长25.24%,变化量为0.0949。

(2) 搬迁前后各维度层变化量表现为学习能力>缓冲能力>自组织能力。其中,缓冲能力逐年稳定增长,搬迁后2021年农户缓冲能力比搬迁前提高19.34%;自组织能力搬迁前后变化不大,2021年比搬迁前提高3.84%;学习能力变化十分显著,表现为逐年稳定增长,增幅较大,2021年比搬迁前提高88.03%。

(3) 搬迁前后农户生计恢复力在各维度层的主要贡献因子差异明显。家庭人均年收入、生计多样性、金融支持度、亲友交往户数、社会保障度、政策知晓度、未来风险应对能力、技能培训时长、信息获取能力和外出务工经验等因子是影响搬迁前后农户生计恢复力水平的重要因素。稳定的经济收入和金融支持、完善的社会保障、较强的抵御风险能力以及良好的学习环境对搬迁农户生计恢复力提升发挥着关键作用。

## 参考文献:

[1] 刘艳华,徐勇.中国农村多维贫困地理识别及类型划分[J].地

理学报,2015,70(6):993-1007. [ LIU Yan-hua, XU Yong. Geographical Identification and Classification of Multi-dimensional Poverty in Rural China [J]. Acta Geographica Sinica, 2015, 70 (6):993-1007. ]

- [2] 熊祎,刘建锋.新中国成立以来我国反贫困工作的历程、经验及展望[J].武汉理工大学学报(社会科学版),2021,34(5):67-74. [ XIONG Yi, LIU Jian-feng. The Course, Experience and Prospect of China's Anti-poverty Work since the Founding of New China [J]. Journal of Wuhan University of Technology (Social Sciences Edition), 2021, 34(5):67-74. ]
- [3] ALKIRE S, JINDRA C, ROBLES G, et al. Multidimensional Poverty Index 2016: Brief Methodological Note and Results [R]. Oxford, UK: OPHI Briefing 41, University of Oxford, 2016.
- [4] TOLLEFSON J. Can Randomized Trials Eliminate Global Poverty? [J]. Nature, 2015, 524 (7564): 150-153.
- [5] 国家发展和改革委员会.全国易地扶贫搬迁年度报告2017 [M].北京:人民出版社,2017:257-258.
- [6] 谢大伟.易地扶贫搬迁移民的可持续生计研究:来自新疆南疆深度贫困地区的证据[J].干旱区资源与环境,2020,34(9):66-71. [ XIE Da-wei. Research on Sustainable Livelihoods of Relocate Migrants Based on Poverty Alleviation [J]. Journal of Arid Land Resources and Environment, 2020, 34(9):66-71. ]
- [7] 阎小操,陈绍军.重启与激活:后扶贫时代易地搬迁移民生计转型与发展研究:以新疆W县P村为例[J].干旱区资源与环境,2021,35(5):15-21. [ GE Xiao-cao, CHEN Shao-jun. Reactivation and Activation: The Livelihood Transformation and Development of Relocated Migrants in the Post Poverty Alleviation Era [J]. Journal of Arid Land Resources and Environment, 2021, 35 (5): 15-21. ]
- [8] 郭永锐,张捷.社区恢复力研究进展及其地理学研究议题[J].地理科学进展,2015,34(1):100-109. [ GUO Yong-rui, ZHANG Jie. Research Progress and Themes of Geography on Community Resilience [J]. Progress in Geography, 2015, 34(1):100-109. ]
- [9] 卜诗洁,卓玛措.可持续生计方法与生计恢复力分析方法的比较[J].地球科学进展,2021,36(11):1127-1136. [ BU Shi-jie, ZHUO Ma-cuo. A Comparison of the Sustainable Livelihoods Approach and Livelihood Resilience Analysis Method [J]. Advances in Earth Science, 2021, 36(11):1127-1136. ]
- [10] 李聪,高梦.新型城镇化对易地扶贫搬迁农户生计恢复力影响的实证[J].统计与决策,2019,35(18):89-94. [ LI Cong, GAO Meng. Empirical Study on Impact of New Urbanization on Rural Households' Livelihood Resilience under Migration and Relocation for Poverty Alleviation [J]. Statistics & Decision, 2019, 35 (18): 89-94. ]
- [11] IFEJIKA SPERANZA C, WIESMANN U, RIST S. An Indicator Framework for Assessing Livelihood Resilience in the Context of Social-ecological Dynamics [J]. Global Environmental Change, 2014, 28:109-119.
- [12] HOLLING C S. Resilience and Stability of Ecological Systems [J]. Annual Review of Ecology and Systematics, 1973, 4:1-23.
- [13] TANNER T, LEWIS D, WRATHALL D, et al. Livelihood Resilience in the Face of Climate Change [J]. Nature Climate Change, 2015, 5 (1):23-26.

- [14] SINA D, CHANG-RICHARDS A Y, WILKINSON S, et al. What Does the Future Hold for Relocated Communities Post-disaster? Factors Affecting Livelihood Resilience [J]. International Journal of Disaster Risk Reduction, 2019, 34: 173-183.
- [15] ALAM G M M, ALAM K, MUSHTAQ S, et al. How Do Climate Change and Associated Hazards Impact on the Resilience of Riparian Rural Communities in Bangladesh? Policy Implications for Livelihood Development [J]. Environmental Science & Policy, 2018, 84: 7-18.
- [16] SINA D, CHANG-RICHARDS A Y, WILKINSON S, et al. A Conceptual Framework for Measuring Livelihood Resilience: Relocation Experience from Aceh, Indonesia [J]. World Development, 2019, 117: 253-265.
- [17] QUANDT A. Measuring Livelihood Resilience: The Household Livelihood Resilience Approach (HLRA) [J]. World Development, 2018, 107: 253-263.
- [18] MARSCHKE M J, BERKES F. Exploring Strategies that Build Livelihood Resilience: A Case from Cambodia [J]. Ecology and Society, 2006, 11: art42.
- [19] UY N, TAKEUCHI Y, SHAW R. Local Adaptation for Livelihood Resilience in Albay, Philippines [J]. Environmental Hazards, 2011, 10(2): 139-153.
- [20] 刘伟,黎洁,徐洁.连片特困地区易地扶贫移民生计恢复力评估[J].干旱区地理,2019,42(3):673-680. [LIU Wei, LI Jie, XU Jie. Evaluation of Rural Household's Livelihood Resilience of the Relocation and Settlement Project in Contiguous Poor Areas [J]. Arid Land Geography, 2019, 42(3): 673-680.]
- [21] 陈佳,杨新军,尹莎.农户贫困恢复力测度、影响效应及对策研究:基于农户家庭结构的视角[J].中国人口·资源与环境,2016,26(1): 150-157. [CHEN Jia, YANG Xin-jun, YIN Sha. Measures of the Resilience, Effect and Countermeasures of Household Poverty: The Perspective of Household Structure [J]. China Population, Resources and Environment, 2016, 26(1): 150-157.]
- [22] 侯彩霞,周立华,文岩,等.生态政策下草原社会-生态系统恢复力评价:以宁夏盐池县为例[J].中国人口·资源与环境,2018,28(8): 117-126. [HOU Cai-xia, ZHOU Li-hua, WEN Yan, et al. Evaluation of Social-ecological Systems Resilience in Ecological Policy: A Case Study in Yanchi, Ningxia, China [J]. China Population, Resources and Environment, 2018, 28 (8): 117-126.]
- [23] 李聪,王磊,康博纬,等.易地移民搬迁农户的生计恢复力测度及影响因素分析[J].西安交通大学学报(社会科学版),2019,39(4):38-47. [LI Cong, WANG Lei, KANG Bo-wei, et al. Measurement and Influencing Factors of Livelihood Resilience of Relocated Migrants [J]. Journal of Xi'an Jiaotong University (Social Sciences), 2019, 39(4): 38-47.]
- [24] 何艳冰,张娟,乔旭宁,等.精准扶贫背景下贫困山区农户生计恢复力研究:以河南秦巴山片区为例[J].干旱区资源与环境,2020,34(9): 53-59. [HE Yan-bing, ZHANG Juan, QIAO Xu-ning, et al. Rural Households' Livelihood Resilience in Poor Mountainous Areas under the Background of Targeted Poverty Alleviation: A Case Study of Qinba Mountain Areas in Henan Province [J]. Journal of Arid Land Resources and Environment, 2020, 34 (9): 53-59.]
- [25] 马国璇,周忠发,朱昌丽,等.改进可持续生计框架下易地扶贫搬迁前后农户生计对比分析:以贵州省贞丰县者相镇安置点为例[J].中国农业资源与区划,2022,43(5): 207-217. [MA Guo-xuan, ZHOU Zhong-fa, ZHU Chang-li, et al. Comparative Analysis of Rural Household's Livelihood before and after Relocation under the Framework of Improving Sustainable Livelihood: A Case Study of the Resettlement Location in Zhexiang Town, Zhenfeng County, Guizhou Province [J]. Chinese Journal of Agricultural Resources and Regional Planning, 2022, 43(5): 207-217.]
- [26] 吴孔森,杨晴青,叶文丽,等.黄土高原农户生计恢复力及其生计建设路径:以陕北佳县为例[J].干旱区资源与环境,2021,35(4): 24-30. [WU Kong-sen, YANG Qing-qing, YE Wen-li, et al. Farmers' Livelihood Resilience and Livelihood Construction Path in the Loess Plateau [J]. Journal of Arid Land Resources and Environment, 2021, 35(4): 24-30.]
- [27] 贺艳华,范曙光,周国华,等.基于主体功能区划的湖南省乡村转型发展评价[J].地理科学进展,2018,37(5): 667-676. [HE Yan-hua, FAN Shu-guang, ZHOU Guo-hua, et al. Evaluation of Rural Transformation Development in Hunan Province Based on Major Function Oriented Zoning [J]. Progress in Geography, 2018, 37(5): 667-676.]
- [28] NUORTEVA P, KESKINEN M, VARIS O. Water, Livelihoods and Climate Change Adaptation in the Tonle Sap Lake Area, Cambodia: Learning from the Past to Understand the Future [J]. Journal of Water and Climate Change, 2010, 1(1): 87-101.
- [29] 乐容潮,雷国平,丁雪,等.哈尔滨市耕地集约利用水平预测及障碍因子诊断[J].中国农业资源与区划,2017,38(1): 59-66. [YUE Rong-chao, LEI Guo-ping, DING Xue, et al. Prediction and Obstacle Factors Diagnosis of Intensive Use of Cultivated Land in Harbin City [J]. Chinese Journal of Agricultural Resources and Regional Planning, 2017, 38(1): 59-66.]

**作者简介:**季天妮(1997—),女,贵州遵义人,研究方向为易地扶贫搬迁与农户可持续发展。E-mail: jtn1284@163.com

(责任编辑:王昌群)

DOI: 10.19741/j.issn.1673-4831.2022.0481

金爱博,张诗阳,王向荣.宁绍平原绿地生态网络时空格局与优化研究[J].生态与农村环境学报,2022,38(11):1415–1426.

JIN Ai-bo, ZHANG Shi-yang, WANG Xiang-rong. Spatial-temporal Pattern and Optimization of the Green Space Ecological Networks in the Ningshao Plain [J]. Journal of Ecology and Rural Environment, 2022, 38(11): 1415–1426.

# 宁绍平原绿地生态网络时空格局与优化研究

金爱博, 张诗阳<sup>①</sup>, 王向荣 (北京林业大学园林学院, 北京 100083)

**摘要:** 良好的绿地生态网络能够提升区域生态系统服务能力和生物多样性,有助于城乡环境的可持续发展。目前,对于以自然要素为边界且具有独特地理格局特征的地理单元研究相对缺乏,同时在绿地生态网络优化方面存在主观性较强、可实施性较差等问题。以宁绍平原为对象,对比分析了1990、2000、2010和2020年4个时期生态源地、生态阻力面和生态廊道的变化,探析绿地生态网络时空格局,并依据生态源地可逆性特点和现状条件提出布局优化建议。结果表明:(1)30年来城镇化建设使得宁绍平原重要生态源地规模下降20%,生态空间呈现显著的破碎化特征;(2)以各城市为中心的高阻力辐射圈层结构打破了原有的梯度阻力格局,较大地降低了平原整体的生物流动能力;(3)平原绿地生态网络结构呈现较强的波动性和脆弱性,当前平原东西两侧大面积区域生态廊道缺失;(4)恢复句余山、余姚江(宁波段)、奉化周边“虎头山-雨施山”丘陵斑块和杭州湾东段沿岸4处重要生态源地,新增河湖水系型、丘陵林地型和沿海岸线型21处重要生态源地,规划生态廊道132条,总长985.8 km,并筛选得到重要生态踏脚石90处和待修复生态障碍点252处。优化后绿地生态网络各指数及廊道电流密度相较于2020年将显著提升。该研究能够为宁绍平原绿地生态网络优化及相关区域绿地生态网络研究路径的确立提供参考。

**关键词:** 绿色生态网络; 时空格局; 布局优化; 宁绍平原

**中图分类号:** X171.4    **文献标志码:** A    **文章编号:** 1673-4831(2022)11-1415-12

**Spatial-temporal Pattern and Optimization of the Green Space Ecological Networks in the Ningshao Plain.** JIN Ai-bo, ZHANG Shi-yang<sup>①</sup>, WANG Xiang-rong (School of Landscape Architecture, Beijing Forestry University, Beijing 100083, China)

**Abstract:** Ecological networks with high-quality green space can increase regional ecosystem service capacity and biodiversity, as well as support the sustainable growth of urban and rural areas. There is a dearth of study on geographical units with natural elements as the boundary and unique geographical pattern characteristics. There are issues like strong subjectivity and subpar implementation in green space ecological network optimization. Taking Ningshao Plain as an example, the changes of ecological source area, ecological resistance surface and ecological corridor in four periods of 1990, 2000, 2010 and 2020 were compared and analyzed. The spatial and temporal pattern of the green space ecological network is analyzed and recommendations on layout optimization are made in light of the reversibility characteristics and current ecological source area conditions. The results of the study show that: (1) Urbanization has reduced the scale of Ningshao Plain's significant ecological source region by 20% over the past 30 years, and the ecological space exhibits clear characteristics of fragmentation; (2) The original gradient resistance pattern was broken by the high resistance radiation layer structure centered on each city, which significantly reduced the Plain's general biological mobility; (3) The Ningshao Plain's green space ecological network structure shows strong fluctuation and fragility, and the ecological corridor is absent in the west and east of the region; (4) Four significant ecological sources—Juyu Mountain, Yuyao River (Ningbo section), Hutou Mountain, Yushi Mountain near Fenghua, and the eastern coastline section of Hangzhou Bay—have been selected as important ecological sources for restoration. 21 important ecological sources of river and lake systems, hilly woodland and coastal shoreline have been added. A total of 132 ecological corridors totaling 985.8 km in length have been designed. 90 important ecological stepping stones and 252 ecological barrier points to be repaired were screened. Following the optimization

收稿日期: 2022-05-16

基金项目: 国家自然科学基金青年科学基金(52008023); 自然资源部国土空间规划局新发展阶段的国土空间格局研究(20210109)

① 通信作者 E-mail: zhangshiyang@bjfu.edu.cn

tion, corridor current density and green space ecological network indicators will greatly outperform those from 2020. This research can serve as a guide for improving the ecological network of green spaces in Ningshao Plain and for future research on similar regional ecological networks.

**Key words:** green space ecological networks; spatial-temporal pattern; layout optimization; Ningshao Plain

在快速城镇化的影响下,城乡土地利用方式的剧烈变化导致生境斑块的破碎化和岛屿化,从而严重削弱了区域生态系统的服务能力,阻断了生物迁徙廊道,不利于城乡环境的可持续发展<sup>[1]</sup>。绿地生态网络是指以自然植被为主并按照特定规律而连接的生态空间,主要由林地、草地和水体等构成<sup>[2]</sup>。构建绿地生态网络被认为是解决高城镇化地区生境斑块破碎化问题的有效办法,通过将点状、面状的破碎生境进行有效的连接,形成完整、连续的景观和生物栖息地网络,以提高生物多样性和生态系统服务效率<sup>[3]</sup>。同时,绿地生态网络还能够在一定程度上控制城市蔓延,对城乡及其环境的保护与发展具有重要意义<sup>[3-4]</sup>。

绿色生态网络的相关研究与应用已经在国际、国家、区域、城市及场地5种层次上展开<sup>[5]</sup>,其中,国内研究的主要对象包括城市<sup>[6]</sup>、城市群和都市圈<sup>[7]</sup>、自然流域<sup>[8]</sup>等范畴。依据“源-汇”理论,绿地生态网络分析通常包含生态源地筛选、生态阻力面模拟、生态廊道识别与评估等内容。在研究方法上,生态源地筛选多采用生态用地扩展<sup>[9]</sup>、生态系统服务价值评估<sup>[2]</sup>和景观斑块连通性分析<sup>[10]</sup>等方法;生态阻力面模拟有最小累积阻力模型<sup>[6,8]</sup>、生境质量评价<sup>[11]</sup>等常见途径;而在生态廊道识别与评估方面,则主要采用重力模型<sup>[7]</sup>、电流理论<sup>[12]</sup>、图论模型<sup>[13]</sup>和水文辐射道提取<sup>[14]</sup>等方法。在绿地生态网络优化方面,现有研究多结合现状条件、规划方案等内容,通过保护与补充生态源地、规划生态踏脚石、修复断裂点等方式增加网络覆盖度<sup>[6]</sup>。总体而言,当前绿地生态网络研究多以各级行政区为对象,较少关注以自然要素为边界的具有独特地理格局特征的地理单元。同时,优化方法大多依赖研究者经验,在源地、廊道等生态空间选择上较为主观,存在一定的片面性。近年来,有学者通过对研究区域不同时期的生态空间进行横向比较,结合退化生态源地的可逆性原理提出优化建议<sup>[15]</sup>,这一思路具有较强的可实施性,应结合各类区域加以深入探讨。

因此,该研究以具有典型“山地-平原-海洋”格局特征且有着较高城镇化水平的宁绍平原为对象,通过对比1990、2000、2010和2020年4个时期区域的生态源地、生态阻力面和生态廊道变化,剖析各

时期绿地生态网络时空格局特征。最终,依据生态源地可逆性特点和现状用地条件,通过恢复和增加重要生态源地、优化绿地生态网络、规划生态踏脚石以及修复生态障碍点4类递进手段,为宁绍平原绿地生态网络的优化提供参考。

## 1 研究区域与数据来源

### 1.1 研究区域概况

宁绍平原是浙江省东北部一片较为独立的滨海平原,其北面为杭州湾,西临钱塘江,南侧、东侧被浙闽丘陵包围,呈现南高北低的台阶式格局,高密度的河网水系则是平原最为典型的景观特征<sup>[16]</sup>。宁绍平原人居历史悠久,南宋后随着人口重心的南移成为重要的“鱼米之乡”,同时也是目前中国经济最发达、人口最密集以及城镇开发程度较快的地区之一<sup>[17]</sup>。研究范围以区县行政边界进行划分,包括宁波、绍兴以及杭州市域的部分区域,涵盖南部具有重要生态价值的山地丘陵和北部海岸线,总面积约为11 392 km<sup>2</sup>(图1)。

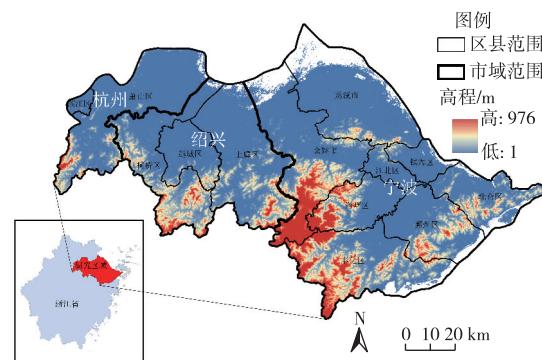


图1 研究区范围

Fig. 1 Location of the study area

### 1.2 数据来源及预处理

研究数据主要来源包括:(1) GLC\_FCS30 产品(<https://data.casearth.cn>)提供的1990、2000、2010和2020年4个时期30 m分辨率土地利用覆被数据;(2)中国科学院地理空间数据云(<https://www.gscloud.cn/>)提供的GDTM 30 m分辨率DEM高程数据;(3)根据Bigemap矢量路网数据下载的行政边界、公路、铁路、水系等数据。基于ArcGIS

10.2 平台,采用 WGS\_1984\_UTM\_Zone\_51N 坐标系投影,分别对 1990、2000、2010 和 2020 年编号为 E120N30 和 E120N35 的土地利用覆被数据进行镶嵌和提取,并将其划分为耕地、林地、灌丛、草地、湿地、水体、人造地表和裸地 8 类地表类型。

## 2 研究方法

### 2.1 绿地生态网络分析

#### 2.1.1 重要生态源地筛选

形态学空间模式分析法(MSPA)可以根据土地利用数据,将土地数据中林地、灌丛、草地、湿地和水体作为前景,将耕地、人造地表和裸地作为背景,选择八邻域法分析景观格局,其中,核心区即为生态源地<sup>[18]</sup>。为了进一步增加生态源地的合理性,通过分析基于物种扩散概率得出的景观连通性,从空间角度设置阈值,筛选出重要的生态源地。其中,常用的可能连通性( $PC, C_p$ ,式(1))和斑块重要性( $dPC, C_{dp}$ ,式(2))计算公式<sup>[19]</sup>为

$$C_p = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n a_i a_j P_{ij}^*}{A_L^2}, \quad (1)$$

$$C_{dp} = \frac{C_p - C_{p,r}}{C_p} \times 100\%. \quad (2)$$

式(1)~(2)中,  $n$  为研究区斑块总数;  $a_i$  与  $a_j$  分别为斑块  $i$  与斑块  $j$  的面积;  $A_L$  为研究区域总面积;  $P_{ij}^*$  为斑块  $i$  与斑块  $j$  之间物种扩散的最大可能性;  $C_{p,r}$  为将随机斑块  $i$  剔除后的景观连接度。采用 Conefor 2.6 软件,结合相关研究与实际情况设置连接概率为 0.5,距离阈值为 1 000 m,将其中  $C_{dp} > 1$  的斑块选为重要生态源地<sup>[19]</sup>。

#### 2.1.2 生境质量评价与生态阻力面构建

InVEST 生境质量模型是基于土地利用类型和生物多样性威胁的综合评估的可靠方法,适用于提升快速城市化区域生态阻力分析的准确性<sup>[20]</sup>,  $D_{xj}$  为土地利用类型  $j$  中栅格  $x$  的生境退化程度,可将其转化为生境质量( $Q_{xj}$ ),其计算公式<sup>[21]</sup>为

$$D_{xj} = \sum_{r=1}^R \sum_{y=1}^{Y_r} \left( \frac{W_r}{\sum_{r=1}^R W_r} \right) r_y i_{rxy} \beta_x S_{jr}, \quad (3)$$

$$Q_{xj} = H_j \left[ 1 - \left( \frac{D_{xj}^z}{D_{xj}^z + k^z} \right) \right]. \quad (4)$$

式(3)~(4)中,  $R$  为威胁因子个数;  $y$  为威胁因子  $r$  的所有栅格单元;  $Y_r$  为威胁因子的栅格数;  $W_r$  为威胁因子  $r$  的权重;  $r_y$  为栅格  $y$  威胁因子值;  $\beta_x$  为威胁

因子对栅格  $x$  的可达性;  $S_{jr}$  为土地利用类型  $j$  对威胁因子  $r$  的敏感程度;  $H_j$  为土地利用类型  $j$  的生境适宜度;  $z = 2.5$ ,  $k$  取值为 0.5<sup>[20]</sup>。威胁影响( $i_{rxy}$ )随距离变化的表达式为

$$i_{rxy} = 1 - \frac{d_{xy}}{d_{rmax}} \text{ (线性衰减),} \quad (5)$$

$$i_{rxy} = \exp \left( \frac{-2.99d_{xy}}{d_{rmax}} \right) \text{ (指数衰减).} \quad (6)$$

式(5)~(6)中,  $d_{xy}$  为栅格  $x$  与栅格  $y$  间的距离;  $d_{rmax}$  为威胁因子  $r$  的最大威胁距离。参考 InVEST 使用手册<sup>[20]</sup>关于生境适宜性、生境威胁因子相关设定要求,结合已有研究参数设定经验和宁绍平原生物多样性特征<sup>[22~26]</sup>,将各类用地中物种生存能力较高的林地、灌丛、草地、湿地的生境适宜度定为 1,将部分生物难以跨越的水体生境适宜度定为 0.7,将缺乏植被覆盖但受人类活动影响较小的裸地生境适宜度定为 0.6,将生物多样性较低的耕地生境适宜度设定为 0.3,将受人类活动影响较深的人造地表的生境适宜度设定为 0。同时,选择易威胁周边土地生境的人造地表、裸地和耕地作为威胁因子。对比 3 项威胁因子,宁绍平原大规模且快速蔓延的人造地表导致生境退化范围最广,且对附近生境的破坏较为严重,其次是裸地、耕地。因此,结合类似区域研究经验<sup>[25]</sup>,分别设定其最大威胁距离、权重和类型(表 1),并通过对比不同土地利用类型的特征,设定各生境类型对生态威胁因子的敏感度(表 2)。

表 1 威胁因子及其威胁强度

Table 1 Threat factors and their force intensities

威胁因子	最大威胁距离/km	权重	空间衰退类型
耕地	4	0.6	线性
人造地表	8	0.4	指数
裸地	6	0.5	线性

表 2 土地利用类型对生境威胁因子敏感度

Table 2 Sensitivity of land use types to habitat threat factors

土地利用 类型	生境 适宜度	威胁因子		
		耕地	人造地表	裸地
耕地	0.3	0.0	0.8	0.4
林地	1.0	0.6	0.4	0.2
灌丛	1.0	0.7	0.5	0.4
草地	1.0	0.8	0.6	0.6
湿地	1.0	0.7	0.5	0.5
水体	0.7	0.5	0.4	0.2
人造地表	0.0	0.0	0.0	0.1
裸地	0.6	0.6	0.4	0.0

最小累积阻力模型(MCR)法是用于计算空间中生物移动阻力的广泛方法,多用于提取、构建区域生态廊道<sup>[27]</sup>。基于MCR模型,利用层次分析法确定生境质量、土地利用类型、高程和坡度4个因子的权重值<sup>[28]</sup>,将其加权叠加得到宁绍平原生态综合阻力面(表3),其计算公式<sup>[29]</sup>为

$$R_{MC} = f_{\min} \sum_{j=n}^{i=m} D_{ij} \times R_i \quad (7)$$

式(7)中,  $f$ 为阻力函数,表示空间中某一点的最小阻力与其到所有源地的距离和景观基面特征的正相关关系;  $D_{ij}$ 为第  $j$  个斑块到第  $i$  个斑块的距离;  $R_i$  为第  $i$  个斑块自身扩展的阻力系数;  $\min$  是取  $j$  至  $i$  阻力值中最小值。

表3 阻力面权重及因子阻力值

Table 3 Resistance surface weight and resistance factor value

阻力因子	分级指标	权重	阻力等级
生境质量评价	极好	0.555 8	1
	较好		2
	好		3
	较差		4
	差		5
土地利用类型	林地、湿地	0.258 9	1
	水域		2
	灌丛、草地		3
	田地、裸地		4
	人造地表		5
高程	≤100 m	0.048 9	1
	>100~200 m		2
	>200~300 m		3
	>300~400 m		4
	>400 m		5
坡度	0°~5°	0.136 4	1
	>5°~12°		2
	>12°~21°		3
	>21°~30°		4
	>30°		5

### 2.1.3 绿地生态网络识别与评价

基于电路理论,借助Linkage Mapper可以直观展示廊道宽度、重要程度和断裂点等信息,为生态廊道规划提供一定的宽度与范围参考<sup>[30]</sup>。通过Circuitscape软件多对一模式(all-to-one)识别重要生态斑块<sup>[31]</sup>,设置10 km为加权成本距离<sup>[12]</sup>,计算代表生态廊道效率的电流密度。

网络闭合指数( $\alpha$ 指数)、网络连接度指数( $\beta$ 指数)和网络连通率指数( $\gamma$ 指数)可反映生态网络中源地与廊道的连接关系、复杂程度及相关效益。指数与廊道连通性呈正相关,计算公式<sup>[32]</sup>为

$$\alpha = \frac{L - V + 1}{2V - 5}, \quad (8)$$

$$\beta = \frac{L}{V}, \quad (9)$$

$$\gamma = \frac{L}{3(V - 2)}. \quad (10)$$

式(8)~(10)中,  $L$  为生态廊道数;  $V$  为生态节点数。

### 2.2 绿地生态网络优化路径

由于生境斑块并非不可逆地消逝<sup>[13]</sup>,因此,纵向比较4个时期重要生态源地的位置和数量,筛选同一阈值下曾存在过的重要生态源地,综合考虑其重要性和现状,作为可恢复的重要生态源地。相关研究表明,0.1 km<sup>2</sup>以上的绿地具有生态功能多元和景观风貌提升的双重特性<sup>[33]</sup>;同时,分析当前绿地生态网络未能覆盖的区域,参考已有研究方法<sup>[34]</sup>,发现在研究区域内0.1 km<sup>2</sup>尺度以下的斑块数量随面积阈值的减小而快速增加。因此,选择现状自然条件较好且大于0.1 km<sup>2</sup>的生境斑块作为补充的重要生态源地,以提升绿地生态网络覆盖度。然后,基于电路理论分析与验证优化后绿地生态网络,提出优化后各级廊道的布局,并以其为基础结合区域现状条件规划具有重要桥接作用的生态踏脚石节点,并筛选出需要开展生态修复的主要障碍点。

## 3 宁绍平原绿地生态网络分析结果

30年间宁绍平原土地利用类型最大的变化来源于人造地表的扩张,共计增长2 526.41 km<sup>2</sup>,增幅达到537.11%。人造地表的快速蔓延表现为以平原上各级城市为中心,呈现织网成面的总体态势,导致平原区、滨海区以及南部低山区域耕地和自然植被的大量减少和破碎化(图2)。

### 3.1 重要生态源地

比较分析4个时期宁绍平原景观格局和重要的生态源地变化(图3~4,表4)。区域内生态核心区和重要生态源地面积30年间分别减少753.88和863.34 km<sup>2</sup>,数量分别增加5 281和12个,说明快速的城镇化发展使区域重要的生态空间严重萎缩,并趋于破碎化。其中,1990—2000年是区域生态核心区面积和完整性下降最为剧烈的10年,而后的20年虽然面积上有所回升,但破碎化并未得到有效缓解。重要生态源地的变化更加直观地反映了上述问题,近20年重要生态源地在规模和连通性上一直呈下降趋势,这说明部分重要生态源地由于难以与其他生态空间连接而走向孤岛化,丧失了其作为生态源地的功能,而另一部分大型生态源地则被切割

成更小的斑块,降低了区域对生物栖息地规模与多样性的承载能力。同时,研究结果也在一定程度上反映了近年来的生态修复工作大多以局部新增的

方式开展,这种非体系化的局部修复方式并未从根本上缓解城镇化造成的原有重要生态源地萎缩,难以支撑更为健康的区域生态功能。

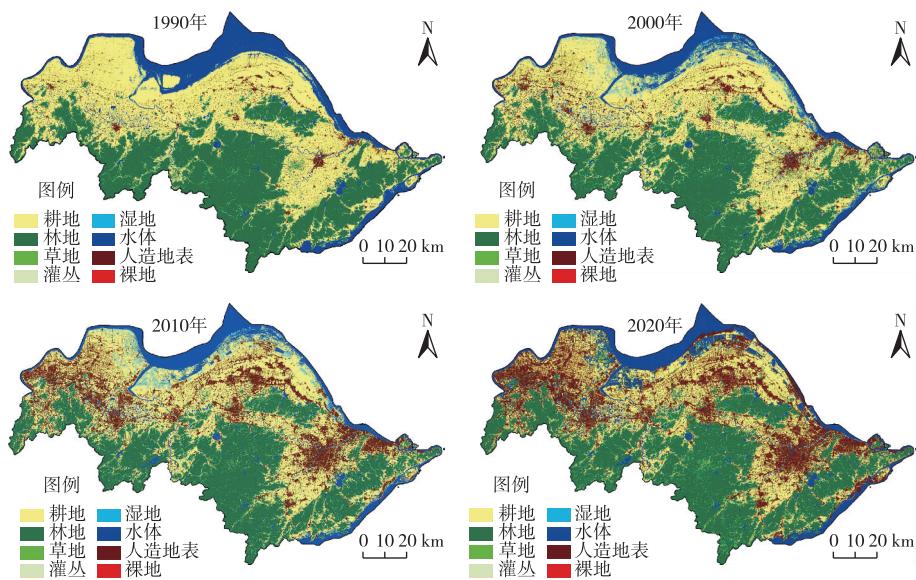


图2 4个时期宁绍平原各类用地变化  
Fig. 2 Land use change in 1990, 2000, 2010 and 2020

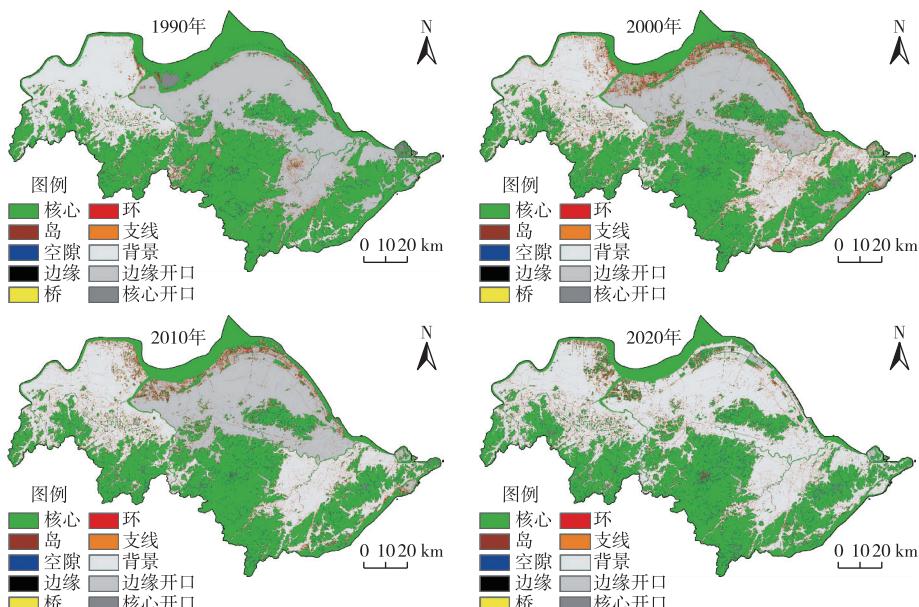


图3 4个时期宁绍平原景观格局变化  
Fig. 3 Landscape pattern change in 1990, 2000, 2010 and 2020

在空间分布方面,1990年重要生态源地主要分布于杭州湾沿岸和南侧低山丘陵北麓的平原边缘地带,平原上的主要孤丘、水体等内部生态核心区未能发挥生态源地的作用。在平原西部,2000和2010年句余山和余姚江升级成为区域重要生态源地,但在2020年由于连通性下降又丧失了这一功

能。而在平原东部,2020年曹娥江沿岸连续生态源地的形成带动了绍兴东侧孤丘群生态源地作用的发挥。这说明主干河流的生态连通作用对于平原上主要生态核心区源地作用的发挥极其关键,同时,由于河流沿岸通常是城镇化最为剧烈的地区,导致其生态条件和连续状态的不稳定性。

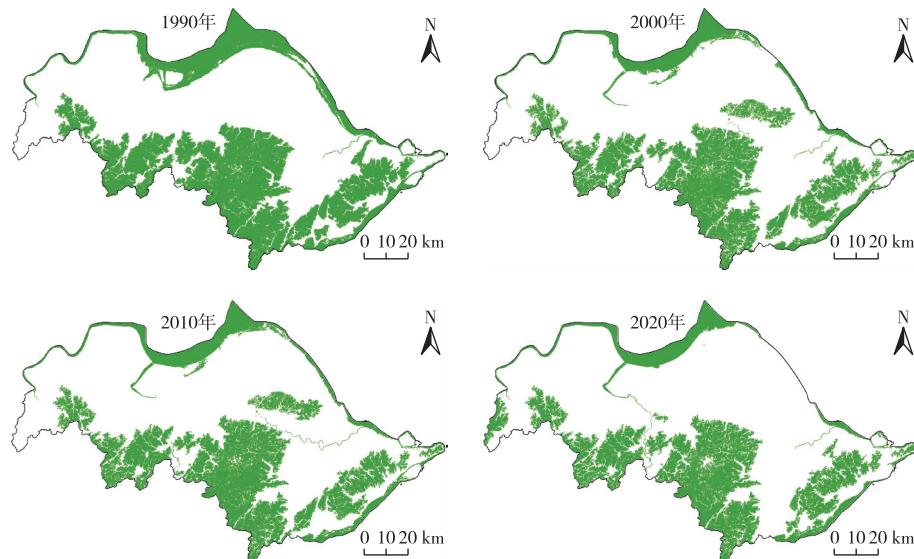


图 4 4 个时期宁绍平原重要生态源地变化

Fig. 4 Important ecological source change in 1990, 2000, 2010 and 2020

表 4 4 个时期宁绍平原生态核心区景观格局变化

Table 4 Change of landscape pattern in the ecological core area in 1990, 2000, 2010 and 2020

年份	核心区斑块数	核心区面积/km <sup>2</sup>	核心区面积占比/%	重要生态源地数	重要生态源地面积/km <sup>2</sup>	重要生态源地面积占平原总面积比例/%	平均连通性指数(dPC)
1990	8 035	5 099.45	44.76	14	4 314.14	37.87	16.50
2000	13 332	4 255.47	37.35	26	3 650.93	32.05	12.95
2010	12 090	4 318.26	37.90	29	3 719.76	32.65	8.78
2020	13 316	4 345.57	38.15	26	3 450.80	30.29	7.46

### 3.2 生境质量与生态阻力面

近 30 年来, 区域生境质量总体严重下降(图 5)。尤其是近 20 年以各城市为中心的城镇化扩张, 导致平原内大量以塘浦圩田为典型特征的中等级质量生境转变为较差和差等级质量。平原上生境质量较差的区域自西而东以萧山—绍兴、慈溪—余姚和宁波 3 个区域分布规模最大。钱塘江沿岸生境质量曾在 2000 和 2010 年短暂上升为较高等级, 至 2020 年又回落到中等级质量生境, 说明钱塘江沿岸地区仍然处在快速的动态变化之中。区域高质量生境主要分布于南部山地丘陵和平原中的各个孤丘地区。进一步结合宁绍平原生态阻力面变化(图 6)开展分析, 1990 年宁绍平原生态阻力依托“山地—山前平原—滨海平原—海岸”格局呈现自高而低的 4 个清晰梯度。经历 30 年的发展, 以中心城区为核心的高阻力辐射圈层结构打破了原有的梯度阻力格局, 导致平原地区生物流动能力较大幅度地降低。

### 3.3 绿地生态网络分析

基于电路理论开展 4 个时期宁绍平原生态廊道

分析(图 7, 表 5~6)。(1) 1990 年宁绍平原生态廊道较少且分布不均, 平原西部重要生态廊道分布较为集中, 南北向连接着朝平原延伸的南部丘陵带和北部沿海区域。1990 年平原的另外 2 条重要生态廊道则分别是连接甬江和南部山体的姚江东段廊道和萧山地区连接“钱塘江—浦阳江”交汇口和赵家岭山的廊道。(2) 2000 年区域生态廊道分布均衡性得到提升。得益于平原东部句余山转变为重要的生态源地, 依托其形成连接南北的多条生态廊道, 弥补了姚江河谷和慈溪地区廊道空白。在中部上虞和余姚东部地区, 依托水系形成连接滨海生境和南部兰芎山、牛头山的生态廊道。在平原西部, 由于沿杭州湾生态源地的减弱和绍兴市城镇建设的扩张, 绍兴地区重要生态廊道向两侧转移形成了依托杭甬运河和曹娥江的“人字形”生态廊道。此外, 这一时期宁波奉化地区、北仑区的生态廊道也得到发展。(3) 2010 年平原生态廊道总体格局与 2000 年基本一致, 廊道规模虽有所下降, 但  $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$  指数得到提升, 达到 4 个时期较好的绿地生态网络结构。句余山以南姚江河谷的生态廊道规模得到

进一步扩大,但往北与沿海区域间的生态连接大幅减弱,说明这一时期慈溪地区快速城镇化破坏了原有的廊道结构。(4)2020年生态廊道多聚集在靠近低山丘陵的南部山前平原。曹娥江与南部山区间在绍兴中心城区东侧新增一条强度较大的廊道,宁波南部、奉化地区、萧山南部各生态源地之间的廊

道也得到进一步发展。与之相反,平原北部总体廊道情况在2020年下降严重,除曹娥江和上虞地区连接山海区域的两条廊道外,其余原有廊道全部丧失,说明近10年来城镇化造成滨海平原区域生态格局的恶化。

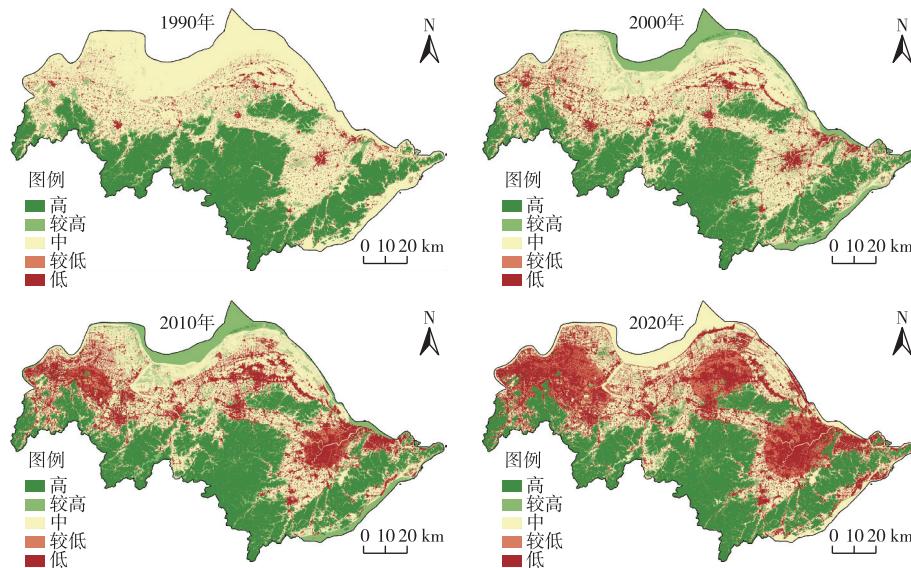


图5 4个时期宁绍平原生境质量变化

Fig. 5 Habitat quality change in 1990, 2000, 2010 and 2020

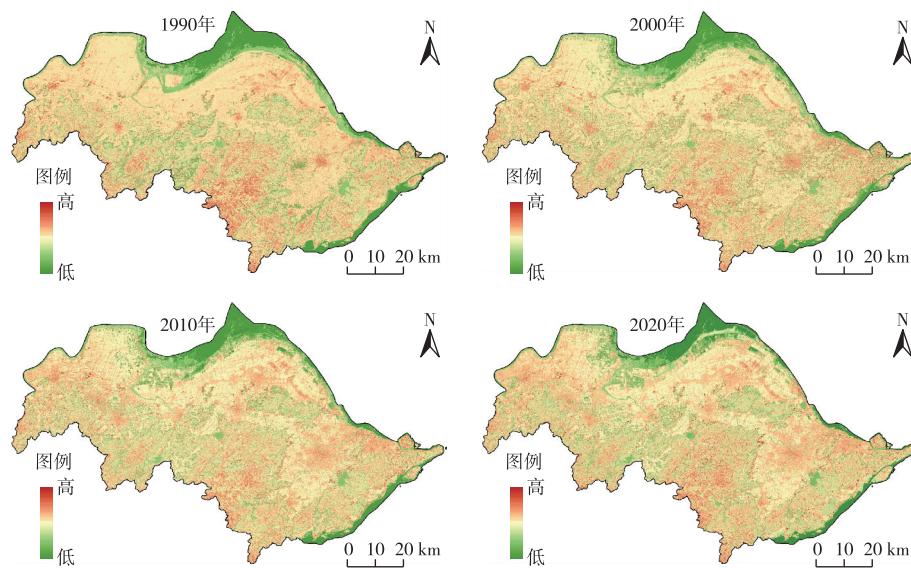


图6 4个时期宁绍平原生态阻力变化

Fig. 6 Ecological resistance change in 1990, 2000, 2010 and 2020

总体来看,快速城镇化给宁绍平原的生态廊道格局带来了较大的不稳定性。自1990年开始,经过20年的发展,平原生态廊道布局逐渐均衡、优化。近10年来,依托绍兴、宁波中心城区以及萧山地区

的生态修复工作初见成效,实现了平原南部山前平原生态廊道的优化,但北侧滨海平原的生态格局并未得到足够重视。此外,结合各时期生态廊道分布可以发现,对于以河网水系为特色的宁绍平原而

言,平原中各主干水系对于廊道的形成以及诸如句余山等重要生态源地的恢复具有极其重要的作用,

同时,塘浦圩田这种独特的地域景观形式对于廊道规模的保持也具有重要价值。

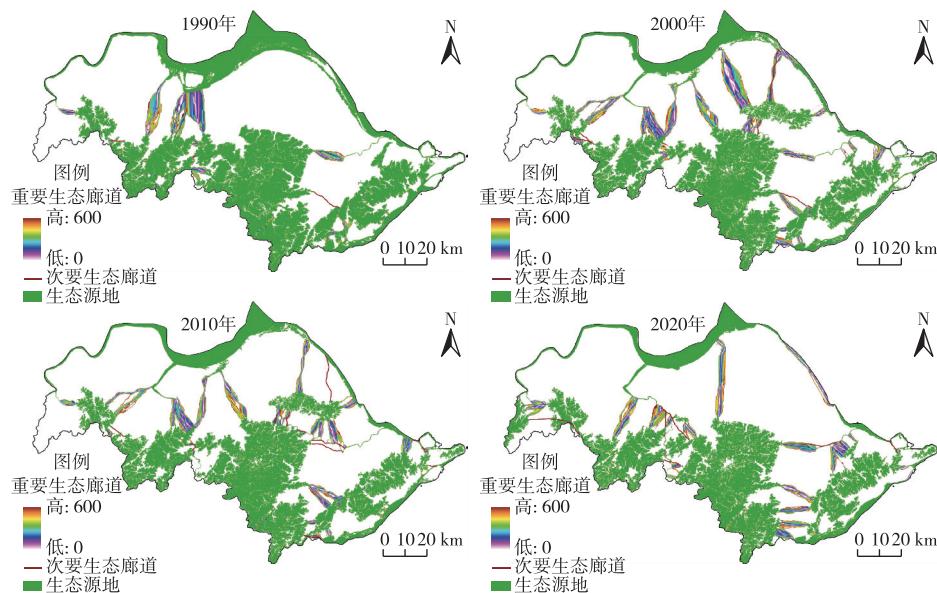


图 7 4 个时期宁绍平原生态廊道变化

Fig. 7 Ecological corridor change in 1990, 2000, 2010 and 2020

表 5 4 个时期宁绍平原重要生态廊道变化

Table 5 Change of important ecological corridors in 1990, 2000, 2010 and 2020

年份	重要廊道数	次要廊道数	生态节点数	廊道总长度/km	平均电流密度
1990	25	5	14	134.03	0.000 56
2000	53	7	26	411.47	0.000 85
2010	55	17	29	357.82	0.000 75
2020	51	11	26	411.71	0.000 88

表 6 4 个时期宁绍平原绿地生态网络结构相关指数变化

Table 6 Change of corridor network structure related index in 1990, 2000, 2010 and 2020

年份	网络闭合指数( $\alpha$ )	网络连接度指数( $\beta$ )	网络连通率指数( $\gamma$ )
1990	0.74	2.14	0.83
2000	0.74	2.31	0.83
2010	0.83	2.48	0.89
2020	0.79	2.38	0.86

#### 4 宁绍平原绿地生态网络优化策略

通过对分析 1990、2000、2010 和 2020 年 4 个时期区域生态网络,在区域大规模城镇化建设背景下,通过恢复和增加重要生态源地、规划生态踏脚石及待修复的生态障碍点,从而促进更为均衡、结构更为稳定的绿地生态网络结构变得尤为重要,以提升区域整体生态功能的稳定与韧性,支撑城乡及

其环境的可持续发展。

#### 4.1 恢复和增加重要生态源地

通过对比 4 个时期宁绍平原重要生态源地与生态阻力,根据生态源地退化的可逆性特点,结合实地情况,选择句余山、余姚江(宁波段)、奉化周边虎头山-雨施山丘陵斑块、杭州湾东段沿岸作为建议恢复和提升的 4 个重要生态源地。此外,从改善绿地生态网络整体结构角度出发,通过筛选景观格局分析中核心区斑块的面积与空间分布规律,综合考虑当前区域用地现状和区域景观特征,筛选生境条件较好的湿地、湖泊以及地势较高的林地斑块作为建议补充生态源地,包括湘湖风景区、央茶湖、驼峰山和洋泾畈等共计 21 处(图 8)。

#### 4.2 绿地生态网络优化与验证

以优化后的重要生态源地格局为基础,分析得到以人工和自然水系为主要结构的生态廊道 132 条(图 9)。在空间分布上,重要生态廊道主要穿越平原区域,而次要生态廊道则普遍分布于宁绍平原南侧山地丘陵间。优化后的主要廊道依托朝阳河、北排江和韩家江等主干水系,长度共计 769.12 km;次要廊道依托王家尖—靠溪岭—杨梅桥水库、龙会山—后头山—塔山、大东山—复船山等丘陵林地以及沿海岸线区域共计 216.68 km。优化后生态网络的  $\alpha$ 、 $\beta$  和  $\gamma$  指数分别为 0.87、2.64 和 0.92,廊道电

流密度平均值为 0.001 28, 相较于 2020 年显著提升。更加均衡、多样的绿地生态网络使得生态流回

路增加, 提高了区域生态安全的稳定性。

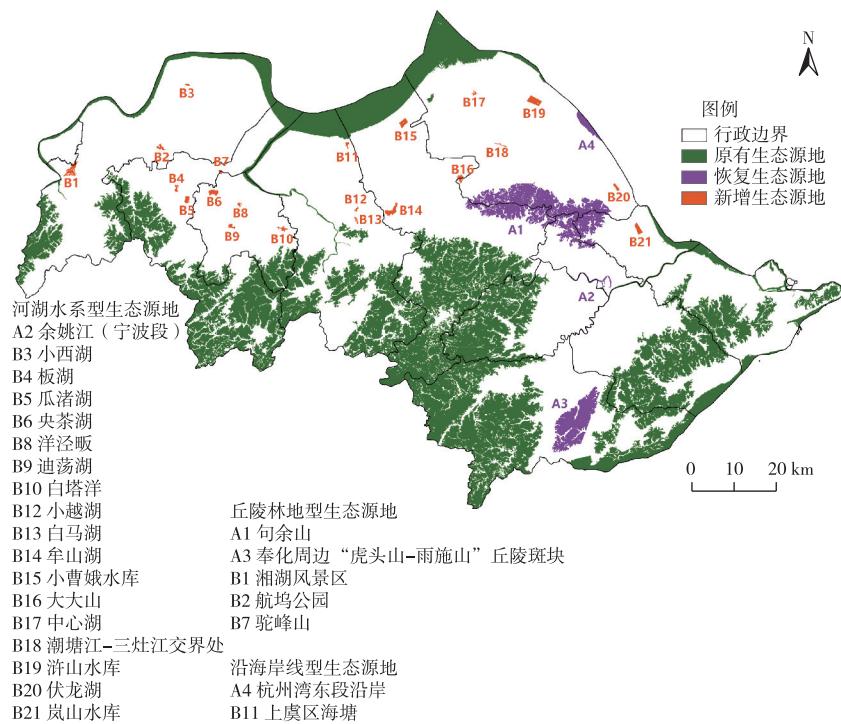


图 8 宁绍平原生态源地优化结果

Fig. 8 Results of ecological source site optimization

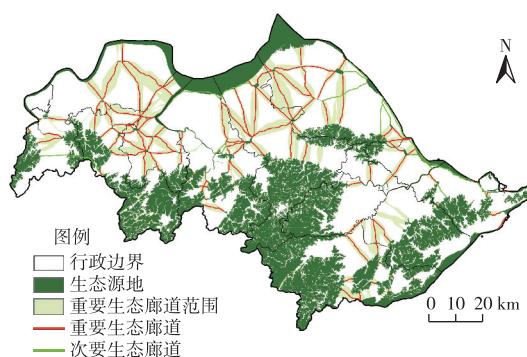


图 9 宁绍平原生态网络优化结果

Fig. 9 Results of ecological network optimization

脚石(图 10)。

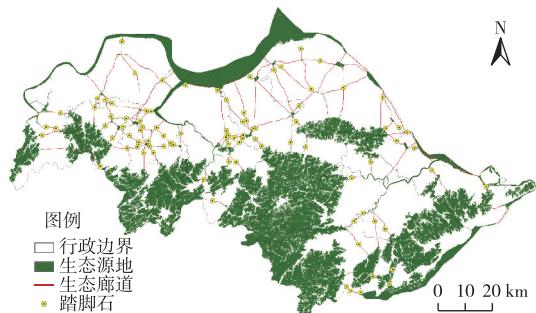


图 10 宁绍平原生态踏脚石规划

Fig. 10 Planning of ecological stepping stones

#### 4.3 生态踏脚石规划

桥接区对生物迁移和景观连通具有重要意义, 而生态廊道的交点则是影响绿地生态网络连通性的关键区域<sup>[35]</sup>。因此, 筛除已建成城镇及农田, 选择绿地生态网络中生态廊道的交汇点和跨越生态廊道的桥接区作为生态踏脚石规划结果。结合用地现状, 优先选择水网放大区及湿地、城市大型公园绿地等具备一定生态基础的区域, 筛选出如东泊、镜湖湿地公园、大南江和马鞍山等 90 处生态踏

#### 4.4 生态障碍点修复

大型人工廊道会导致生物被困在孤立的栖息地内, 阻碍生物的迁徙与移动, 使其很难与外界环境进行物质交换, 在跨越各类大型道路途中的死亡风险很高<sup>[35]</sup>。基于 Linkage Mapper 的 Barrier Mapper 工具设置 50 m 的探测半径对源地间生态廊道进行障碍点分析, 再筛选现状高速公路、铁路、城市主要道路与优化后网络的交点, 将其作为有待修

复的生态障碍点,共计252处(图11)。对于生态障碍点,建议在建设中结合场地及周边实际环境,因地制宜地采用涵洞、生态桥等生态通道类型或对重点道路区域采用高架、下穿等方式,以保障生物流动过程和物质交换过程的连续性。

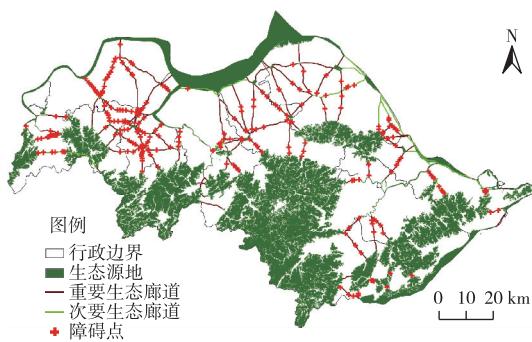


图11 宁绍平原待修复生态障碍点

Fig. 11 Ecological barrier points to be repaired

## 5 讨论

(1)南北向的台阶式地理格局和密集的自然、人工水网是宁绍平原生态格局的基础。该研究揭示了近30年来,以各级城市为中心的快速城镇化发展导致区域南部山麓丘陵、中部山前平原和北部滨海平原的生态空间都呈现大规模减少和破碎化状况,并且,近年来城镇化进程仍然在动态地影响着区域生态格局。因此,依托地理格局特征和现状河湖水系、林地,通过恢复与规划生态源地、廊道和节点的方式形成绿地生态网络,以调节大规模城镇化建设与生态环境保护的关系,对于维持健康、稳定的区域生态格局具有较强的可实施性和重要意义。在国土空间规划的背景下,基于现状条件构建的绿地生态网络体系能够为区域生态红线的划定提供精细化参考,并控制、引导未来城乡建设范围。同时,由于自身景观类型的多样性,因而绿地生态网络也可以为区域山水林田湖草沙的系统性修复提供基础框架,实现生物多样性和生态系统服务多功能性的提升。

(2)宁绍平原作为一个相对独特的地理单元,包含了绍兴、宁波以及杭州市域的部分区域。因此,应以区域生态系统的整体健康为目标,建立跨市、跨区县的生态保护与修复工作机制,开展体系化的治理工作。首先,应以保护优先、自然恢复理念为引领,重点保证区域各类生态源地的规模和质量。一方面,着重恢复、扩大钱塘江与杭州湾沿岸、

南部低山丘陵等边缘地带以及各主干自然河流周边的生态源地规模;另一方面,将该研究提出的25个平原内部生态源地纳入核心生态空间保护范畴,严格控制人类活动对生态源地的干扰,结合实际情况针对生态源地周边对其有不良影响的现状用地属性进行调整,并依托各类源地的区位、规模和环境特征,针对性地开展不同生境的修复工作。其次,整体性的修复、连通平原中以自然河流、人工运河和线性林地为结构的各级生态廊道,保障南北向山海间廊道与东西向城市间廊道的多样性和完整性,并依据廊道重要性划定缓冲区范围,控制廊道周边的土地建设强度和建设类型,优先保障连续的生态空间。最后,控制各生态踏脚石节点周边建设强度,降低人类活动对其生境质量的干扰,并在未来进一步建设和存量更新中均衡保留一定规模的自然场所,作为预留生态节点。同时,将生态障碍点的修复纳入区域交通等基础设施廊道的更新建设工作中,减少人工建设对动物迁徙和生态流动过程连续性的影响。

(3)研究尚存在一些不足。区域生态源地斑块规模、生态廊道加权成本距离等阈值的选择是生态网络构建的关键。该研究参考前人研究结果,并根据宁绍平原所处地区的地理、生态特征进行修正,但未考虑各项阈值随着时空演进而发生的变化。而在不同类型用地中实际的生物多样性、生物量和生境质量等因素受人类影响的程度也会存在一定差异,其阈值的选择是否具有相应的特殊性,在未来仍需依托相关研究作进一步探讨。在区域绿地生态网络的优化过程中,该研究采用生境恢复的可逆性与人工实地筛选相结合方法,仍然具有一定的误差和主观性,同时筛选效率较低。因此,在未来研究中如何在保证可实施性的前提下,借助人工智能等方式实现网络规划的精准性和高效性,是未来绿地生态网络优化研究的重要方向。此外,区域生态空间不仅具有重要的生态价值,同时也是地域文化景观的重要组成部分,具有重要的历史与文化价值。因此,在未来的绿地生态网络规划中,也应综合考虑区域的遗产廊道、文化区和遗产点等内容,以构建更具自然价值与文化特征的国土空间。

## 6 结论

基于MSPA方法、MCR模型以及电路理论等技术手段,对比分析了1990、2000、2010和2020年4个时期宁绍平原生态源地、生态阻力面和生态廊道的变化,探析各时期绿地生态网络时空格局,并依

据生态源地可逆性特点和区域现状用地条件提出绿地生态网络的优化建议。研究结果表明,30年来城镇化建设使得宁绍平原重要生态源地规模下降20%,生态空间呈现显著的破碎化特征。以各城市为中心的高阻力辐射圈层结构打破了原有的梯度阻力格局,较大地降低了平原整体的生物流动能力。因此,平原绿地生态网络结构呈现出较强的波动性和脆弱性,当前,平原西部、东部大面积区域生态廊道缺失。基于此,提出恢复句余山、余姚江(宁波段)、奉化周边“虎头山-雨施山”丘陵斑块和杭州湾东段沿岸4处重要生态源地,新增河湖水系型、丘陵林地型和沿海岸线型等21处重要生态源地;规划生态廊道132条,总长985.8 km,并筛选得到重要生态踏脚石90处和待修复生态障碍点252处。优化后生态网络的 $\alpha$ 、 $\beta$ 和 $\gamma$ 指数分别为0.87、2.64和0.92,廊道电流密度平均值为0.001 28,相较于2020年显著提升。以具有独特地理格局特征和地域景观特色的完整地理单元为对象,开展绿地生态网络分析与优化研究,对区域生物多样性和区域生态环境的保护以及实现城乡与其环境间的协同可持续发展具有重要意义。

#### 参考文献:

- [1] 彭建,汪安,刘焱序,等.城市生态用地需求测算研究进展与展望[J].地理学报,2015,70(2):333-346.[PENG Jian, WANG An, LIU Yan-xu, et al. Research Progress and Prospect on Measuring Urban Ecological Land Demand [J]. *Acta Geographica Sinica*, 2015, 70(2): 333-346.]
- [2] 彭建,杨旸,谢盼,等.基于生态系统服务供需的广东省绿地生态网络建设分区[J].生态学报,2017,37(13):4562-4572.[PENG Jian, YANG Yang, XIE Pan, et al. Zoning for the Construction of Green Space Ecological Networks in Guangdong Province Based on the Supply and Demand of Ecosystem Services [J]. *Acta Ecologica Sinica*, 2017, 37(13): 4562-4572.]
- [3] JONGMAN R. Ecological Networks Are an Issue for All of US[J]. *Journal of Landscape Ecology*, 2008, 1(1): 7-13.
- [4] 周媛,石铁矛,胡远满,等.沈阳城市绿地适宜性与空间布局[J].生态学杂志,2011,30(8):1805-1812.[ZHOU Yuan, SHI Tie-mao, HU Yuan-man, et al. Urban Green Space Land Suitability and Its Spatial Distribution in Shenyang City of Northeast China [J]. *Chinese Journal of Ecology*, 2011, 30(8): 1805-1812.]
- [5] 曲艺,陆明.生态网络规划研究进展与发展趋势[J].城市发展研究,2016,23(8):29-36.[QU Yi, LU Ming. Research Progress and Development Trend of Ecological Network Planning [J]. *Urban Development Studies*, 2016, 23(8): 29-36.]
- [6] 陈竹安,马彬彬,危小建,等.基于MSPA和MCR模型的南昌市生态网络构建与优化[J].水土保持通报,2021,41(6):139-147.[CHEN Zhu-an, MA Bin-bin, WEI Xiao-jian, et al. Construction and Optimization of Ecological Network of Nanchang City Based on MSPA and MCR Model [J]. *Bulletin of Soil and Water Conservation*, 2021, 41(6): 139-147.]
- [7] 尹海伟,孔繁花,祈毅,等.湖南省城市群生态网络构建与优化[J].生态学报,2011,31(10):2863-2874.[YIN Hai-wei, KONG Fan-hua, QI Yi, et al. Developing and Optimizing Ecological Networks in Urban Agglomeration of Hunan Province, China [J]. *Acta Ecologica Sinica*, 2011, 31(10): 2863-2874.]
- [8] 张雪茂,董廷旭,杜华明,等.基于景观生态风险评价的涪江流域景观格局优化[J].生态学报,2021,41(10):3940-3951.[ZHANG Xue-mao, DONG Ting-xu, DU Hua-ming, et al. Optimization of Landscape Pattern in Fujiang River Basin Based on Landscape Ecological Risk Assessment [J]. *Acta Ecologica Sinica*, 2021, 41(10): 3940-3951.]
- [9] 罗文霞,钟康正,周晓娟,等.海口市江东新区30年来海岸带城市扩展与生态格局演变[J].生态学报,2022,42(6):2164-2174.[LUO Wen-xia, ZHONG Kang-zheng, ZHOU Xiao-juan, et al. Urban Expansion and Ecological Pattern Evolution of Coastal Zone in Jiangdong New District of Haikou City in the Past 30 Years [J]. *Acta Ecologica Sinica*, 2022, 42(6): 2164-2174.]
- [10] 汪勇政,李久林,顾康康,等.基于形态学空间格局分析法的城市绿色基础设施网络格局优化;以合肥市为例[J].生态学报,2022,42(5):2022-2032.[WANG Yong-zheng, LI Jiu-lin, GU Kang-kang, et al. Optimization of Urban Green Infrastructure Network Layout Based on MSPA-CIRCUIT: Case of Hefei [J]. *Acta Ecologica Sinica*, 2022, 42(5): 2022-2032.]
- [11] 王丽容,冯晓蕾,常青,等.基于InVEST-MCR复合模型的城市绿色空间生境网络格局构建研究[J].中国园林,2020,36(6):113-118.[WANG Li-rong, FENG Xiao-lei, CHANG Qing, et al. Pattern Construction of Habitat Network for Urban Green Space Based on the Compound Model of InVEST and MCR [J]. *Chinese Landscape Architecture*, 2020, 36(6): 113-118.]
- [12] 韦宝婧,苏杰,胡希军,等.基于“HY-LM”的生态廊道与生态节点综合识别研究[J].生态学报,2022,42(7):2995-3009.[WEI Bao-jing, SU Jie, HU Xi-jun, et al. Comprehensive Identification of Eco-corridors and Eco-nodes Based on Principle of Hydrological Analysis and Linkage Mapper [J]. *Acta Ecologica Sinica*, 2022, 42(7): 2995-3009.]
- [13] URBAN D, KEITT T. Landscape Connectivity: A Graph-theoretic Perspective [J]. *Ecology*, 2001, 82(5): 1205-1218.
- [14] 沈钦炜,林美玲,莫惠萍,等.佛山市生态网络构建及优化[J].应用生态学报,2021,32(9):3288-3298.[SHEN Qin-wei, LIN Mei-ling, MO Hui-ping, et al. Ecological Network Construction and Optimization in Foshan City, China [J]. *Chinese Journal of Applied Ecology*, 2021, 32(9): 3288-3298.]
- [15] HUANG X X, WANG H J, SHAN L Y, et al. Constructing and Optimizing Urban Ecological Network in the Context of Rapid Urbanization for Improving Landscape Connectivity [J]. *Ecological Indicators*, 2021, 132: 108319.
- [16] 张诗阳,王向荣.宁绍平原河网水系的形成、演变与当代风景园林实践[J].风景园林,2017(7):89-99.[ZHANG Shi-yang, WANG Xiang-rong. The Formation, Evolution and Contemporary Landscape Architecture Practices of the River Network in Ningshao Plain [J]. *Landscape Architecture*, 2017(7): 89-99.]

- [17] 陈雯,闫东升,孙伟.长江三角洲新型城镇化发展问题与态势的判断[J].地理研究,2015,34(3):397-406.[CHEN Wen, YAN Dong-sheng, SUN Wei. Analyzing the Patterns and Processes of New Urbanization Development in the Yangtze River Delta[J]. Geographical Research, 2015, 34(3): 397-406.]
- [18] ZHANG Y L, SHEN W J, LI M S, et al. Assessing Spatio-temporal Changes in Forest Cover and Fragmentation under Urban Expansion in Nanjing, Eastern China, from Long-term Landsat Observations (1987-2017) [J]. Applied Geography, 2020, 117: 102190.
- [19] SAURA S, PASCUAL-HORTAL L. A New Habitat Availability Index to Integrate Connectivity in Landscape Conservation Planning: Comparison with Existing Indices and Application to a Case Study[J]. Landscape and Urban Planning, 2007, 83(2/3): 91-103.
- [20] SHARP R, TALLIS H T, RICKETTS T, et al. InVEST User's Guide [M]. Stanford, CA, USA: The Natural Capital Project, 2014: 23-35.
- [21] 刘汉仪,林媚珍,周汝波,等.基于InVEST模型的粤港澳大湾区生境质量时空演变分析[J].生态科学,2021,40(3):82-91. [LIU Han-yi, LIN Mei-zhen, ZHOU Ru-bo, et al. Spatial and Temporal Evolution of Habitat Quality in Guangdong-Hong Kong-Macao Greater Bay Area Based on InVEST Model[J]. Ecological Science, 2021, 40(3): 82-91.]
- [22] 毛齐正,马克明,邬建国,等.城市生物多样性分布格局研究进展[J].生态学报,2013,33(4):1051-1064.[MAO Qi-zheng, MA Ke-ming, WU Jian-guo, et al. An Overview of Advances in Distributional Pattern of Urban Biodiversity [J]. Acta Ecologica Sinica, 2013, 33(4): 1051-1064.]
- [23] ZERBE S, MAURER U, SCHMITZ S, et al. Biodiversity in Berlin and Its Potential for Nature Conservation[J]. Landscape and Urban Planning, 2003, 62(3): 139-148.
- [24] KNAPP S, KÜHN I, SCHWEIGER O, et al. Challenging Urban Species Diversity: Contrasting Phylogenetic Patterns across Plant Functional Groups in Germany [J]. Ecology Letters, 2008, 11(10): 1054-1064.
- [25] 尚俊,蔡海生,龙月,等.基于InVEST模型的鄱阳湖区生境质量时空演化及其变迁特征分析[J].长江流域资源与环境,2021,30(8):1901-1915.[SHANG Jun, CAI Hai-sheng, LONG Yue, et al. Temporal-spatial Distribution and Transition of Habitat Quality in Poyang Lake Region Based on InVEST Model[J]. Resources and Environment in the Yangtze Basin, 2021, 30(8): 1901-1915.]
- [26] 高庆彦,潘玉君,刘化.基于InVEST模型的大理州生境质量时空演化研究[J].生态与农村环境学报,2021,37(3):402-408. [GAO Qing-yan, PAN Yu-jun, LIU Hua. Spatial-temporal Evolution of Habitat Quality in the Dali Bai Autonomous Prefecture Based on the InVEST Model[J]. Journal of Ecology and Rural Environment, 2021, 37(3): 402-408.]
- [27] KNAAPEN J P, SCHEFFER M, HARMS B. Estimating Habitat Isolation in Landscape Planning[J]. Landscape and Urban Planning, 1992, 23(1): 1-16.
- [28] 邓雪,李家铭,曾浩健,等.层次分析法权重计算方法分析及其应用研究[J].数学的实践与认识,2012,42(7):93-100. [DENG Xue, LI Jia-ming, ZENG Hao-jian, et al. Research on Computation Methods of AHP Weight Vector and Its Applications[J]. Mathematics in Practice and Theory, 2012, 42(7): 93-100.]
- [29] 于梦林,刘平辉,朱传民.基于MCR模型的宁波市生态安全网络构建[J].水土保持通报,2022,42(1):217-224.[ YU Menglin, LIU Ping-hui, ZHU Chuan-min. Construction of Ecological Security Network Based on Minimum Cumulative Resistance Model at Ningbo City[J]. Bulletin of Soil and Water Conservation, 2022, 42(1): 217-224.]
- [30] MCRAE B H. Isolation by Resistance[J]. Evolution, 2006, 60(8): 1551-1561.
- [31] MCRAE B H, DICKSON B G, KEITT T H, et al. Using Circuit Theory to Model Connectivity in Ecology, Evolution, and Conservation [J]. Ecology, 2008, 89(10): 2712-2724.
- [32] 刘佳,尹海伟,孔繁花,等.基于电路理论的南京城市绿色基础设施格局优化[J].生态学报,2018,38(12):4363-4372. [LIU Jia, YIN Hai-wei, KONG Fan-hua, et al. Structure Optimization of Circuit Theory-based Green Infrastructure in Nanjing, China [J]. Acta Ecologica Sinica, 2018, 38(12): 4363-4372.]
- [33] 张远景,俞滨洋.城市生态网络空间评价及其格局优化[J].生态学报,2016,36(21):6969-6984.[ZHANG Yuan-jing, YU Bin-yang. Analysis of Urban Ecological Network Space and Optimization of Ecological Network Pattern[J]. Acta Ecologica Sinica, 2016, 36(21): 6969-6984.]
- [34] 吴茂全,胡蒙蒙,汪涛,等.基于生态安全格局与多尺度景观连通性的城市生态源地识别[J].生态学报,2019,39(13):4720-4731.[WU Mao-quan, HU Meng-meng, WANG Tao, et al. Recognition of Urban Ecological Source Area Based on Ecological Security Pattern and Multi-scale Landscape Connectivity[J]. Acta Ecologica Sinica, 2019, 39(13): 4720-4731.]
- [35] 王玉莹,沈春竹,金晓斌,等.基于MSPA和MCR模型的江苏省生态网络构建与优化[J].生态科学,2019,38(2):138-145. [WANG Yu-ying, SHEN Chun-zhu, JIN Xiao-bin, et al. Developing and Optimizing Ecological Networks Based on MSPA and MCR Model[J]. Ecological Science, 2019, 38(2): 138-145.]

**作者简介:** 金爱博(1998—),男,黑龙江齐齐哈尔人,主要研究方向为风景园林规划设计与理论以及生态修复理论与方法。E-mail: aibojin@163.com

(责任编辑:李祥敏)

DOI: 10.19741/j.issn.1673-4831.2022.0201

马玥,王录仓,赵瑞东,等.基于不同地貌类型区甘南州植被覆盖时空变化及其影响因素研究[J].生态与农村环境学报,2022,38(11):1427–1436.

MA Yue, WANG Lu-cang, ZHAO Rui-dong, et al. Study on Spatial and Temporal Changes of Vegetation Coverage in Gannan Prefecture Based on Different Geomorphological Zones and Their Influencing Factors [J]. Journal of Ecology and Rural Environment, 2022, 38(11): 1427–1436.

## 基于不同地貌类型区甘南州植被覆盖时空变化及其影响因素研究

马 玥<sup>1</sup>, 王录仓<sup>1①</sup>, 赵瑞东<sup>2</sup>, 常 飞<sup>3</sup> (1. 西北师范大学地理与环境科学学院, 甘肃 兰州 730070; 2. 新疆大学资源与环境科学学院, 新疆 乌鲁木齐 830046; 3. 深圳大学建筑与城市规划学院, 广东 深圳 518000)

**摘要:** 甘南藏族自治州(简称甘南州)位于青藏高原东北边缘,处在第一阶梯与第二阶梯的过渡区,地貌类型复杂多变,且在不同地貌区的植被覆盖差异十分明显。基于2000—2018年MODIS EVI数据研究甘南州不同地貌区植被覆盖时空变化趋势及其影响因素。结果表明:(1)从时间变化上来看,2000—2018年甘南州西北部山原区、东部山地丘陵区和南部岷迭山谷区增强植被指数(EVI)增长趋势分别为0.000 8、0.001 1和0.000 9 a<sup>-1</sup>。(2)从空间变化上来看,甘南州植被覆盖度(FCV)呈现由西南部向东北部逐渐递减的空间分布特征,其中,西北部山原区以较高覆盖度类型为主,东部山地丘陵区以中等覆盖度类型为主,南部岷迭山谷区呈现较低覆盖度与较高覆盖度类型的相间分布。(3)甘南州植被覆盖改善比例(约54%)高于退化比例(37%),其中,植被覆盖退化区主要分布在西北部山原区的玛曲、碌曲及南部山谷区的迭部等地;植被覆盖改善区主要分布在东部山地丘陵区。(4)甘南州不同地貌区EVI的影响因素有所不同,自然环境因子和人类活动因子是影响西北部山原区EVI的主要影响因素,而自然环境因子是东部山地丘陵区、南部岷迭山谷区EVI的主要影响因素。

**关键词:** 植被覆盖水平; 时空演变; 不同地貌区; 影响因素; 甘南州

**中图分类号:** Q948; X171.1    **文献标志码:** A    **文章编号:** 1673-4831(2022)11-1427-10

**Study on Spatial and Temporal Changes of Vegetation Coverage in Gannan Prefecture Based on Different Geomorphological Zones and Their Influencing Factors.** MA Yue<sup>1</sup>, WANG Lu-cang<sup>1①</sup>, ZHAO Rui-dong<sup>2</sup>, CHANG Fei<sup>3</sup> (1. College of Geography and Environmental Science, Northwest Normal University, Lanzhou 730070, China; 2. College of Resources and Environmental Sciences, Xinjiang University, Urumqi 830046, China; 3. School of Architecture and Urban Planning, Shenzhen University, Shenzhen 518000, China)

**Abstract:** Gannan Tibetan Autonomous Prefecture is situated at the northeastern edge of the Tibetan Plateau, in the transition area between the first and second terraces, with complex and variable landform types and very pronounced differences in vegetation coverage. Based on MODIS EVI data from 2000 to 2018, the spatial and temporal trends of the change of vegetation coverage in different geomorphological zones of Gannan Prefecture and their influencing factors were studied and the results show that: (1) Based on temporal changes, the enhanced vegetation index (EVI) growth trends of the northwestern mountain plateau zones, the eastern mountainous hilly zones, and the southern Mindie Valley zones in Gannan Prefecture between 2000 and 2018 were 0.000 8, 0.001 1, and 0.000 9 a<sup>-1</sup>, respectively. (2) Based on spatial changes, the fractional vegetation coverage (FVC) of Gannan Prefecture demonstrated a decreasing spatial distribution from southwest to northeast. The mountainous area in the northwest was dominated by high coverage, the mountainous and hilly area in the east was dominated by medium coverage, and the Mindie Valley area in the south showed the alternate distribution of low coverage and high coverage. (3) In Gannan, the proportion of EVI improvement (approximately 54%) is greater than the proportion of degradation (about 37%). The majority of degraded EVI areas are located in the north-

收稿日期: 2022-03-14

基金项目: 国家自然科学基金地区项目(41261042)

① 通信作者 E-mail: Wanglc007@nwnu.edu.cn

western mountain plateau of Maqu and Luqu and the southern valleys of Diebu. The majority of EVI improvement areas are located in the eastern mountainous and hilly terrain. (4) The EVI influencing factors in various geomorphological zones of Gannan Prefecture are different. In this regard, human activity factors and natural environmental factors are the primary determinants of EVI in the northwestern mountain plateau zones, whereas natural environmental factors are the primary determinants of EVI in the eastern mountainous hilly zones and the southern Mindie valley zones.

**Key words:** vegetation coverage level; spatial and temporal evolution; distinct geomorphological zone; influencing factor; Gannan Prefecture

在全球气候变化和人类活动日益加剧的大背景下,地球植被的动态变化成为各领域关注的热点之一<sup>[1]</sup>。作为陆地生态系统的重要部分,植被系统因其变化与地形地貌、土壤、气候等相适应而成为评估区域生态系统状态的重要指标<sup>[2]</sup>。植被覆盖度(fractional vegetation coverage, FCV)能够用于很好地监测地面植被的生长情况<sup>[3]</sup>,研究相关动态变化及影响因素对于定量分析区域生态环境演变规律和开展生态系统评价具有重要意义<sup>[4]</sup>。

目前,国内外关于植被覆盖的研究数据多以遥感监测数据为主,历经了 LANDSAT—AVHRR—SPOT—MODIS 的不断转变。就植被大范围监测研究而言,主要广泛使用的是归一化差值植被指数(normalization difference vegetation index, NDVI)和增强植被指数(enhanced vegetation index, EVI)等遥感植被指数<sup>[5]</sup>,其中,EVI 指数是在 NDVI 指数基础上改进了其算法和合成方法,很好地克服 NDVI 存在的易饱和等问题<sup>[6]</sup>,可用于植被生长环境监测、植被覆盖变化研究等方面。当前,国内外关于植被覆盖研究已取得较多成果,如 EVRENDELIK 等<sup>[7]</sup>根据 NDVI 和 EVI 数据发现了植被覆盖的差异; QIU 等<sup>[8]</sup>研究表明 EVI 数据能同时反映高植被覆盖区植被覆盖情况和区分高低植被覆盖区。在人类活动日益加剧、全球气候发生变化的情况下,甘南藏族自治州(简称甘南州)也出现草地退化、荒漠化和沙化等现象<sup>[9]</sup>,这引起了各界学者的关注与研究。马琳雅<sup>[10]</sup>建立了生长季植被覆盖反演模型,分析了 2000—2011 年甘南地区植被覆盖与物候期的时空变化特征;蔡栋<sup>[11]</sup>评估了甘南草地生态系统的风险。总体来看,目前的大部分研究主要以 MODIS EVI 数据为支撑,多采用规避误差能力较弱的一元线性回归趋势分析法来研究植被覆盖度<sup>[12]</sup>,且将影响因素归咎于自然因素(尤其是气候因素),虽然张卓等<sup>[13]</sup>认为人类活动也是制约甘南州植被增长的关键因素,但并没有针对对植被覆盖变化有明显作用的人类活动因素进行说明。

甘南州地处青藏高原东北边缘与黄土高原、秦巴山地的过渡区,气候类型多样,地貌复杂多变,地

貌类型与水文、土壤、气候、生物等具有密切关系,并且在不同尺度上影响气候、植被等自然要素的空间格局和分异规律<sup>[14]</sup>。由于地貌类型的不同,甘南州不同区域地表植被覆盖度与生态环境差异十分明显。因此,以甘南州植被主要生长期 6—8 月 MODIS EVI 数据为支撑,应用核密度分析、像元二分模型、Theil-Sen Median 趋势法和 Mann-Kendall 检验等方法,分析了 2000—2018 年甘南州不同地貌植被覆盖时空变化及其影响因素,旨在为甘南州生态环境演变和影响机制研究提供科学依据。

## 1 研究区概况

甘南州位于甘肃省西南部,地处青藏高原东北边缘、中国地势第一级阶梯向第二级阶梯的过渡地带<sup>[15]</sup>,地势西北高东南低,地形复杂多变,海拔高度分布在 1 100~4 900 m 之间,大部分地区在 3 000 m 以上,主要植被类型有高寒草甸、高寒灌丛草甸和山地森林等。根据甘南州地形地貌及植被特点,将其划分为西北部山原区(I)、东部山地丘陵区(II)和南部岷迭山谷区(III)3 类地貌类型区(图 1)。其中,东部山地丘陵区面积最大,约占 42%,范围包括合作市、临潭县和卓尼县全境及碌曲县、夏河县部分区域,其地处甘南高原与黄土高原的过渡地带,气候高寒阴湿,农林牧兼营;西北部山原区面积约占 37%,为广阔的草甸草原,地域包括玛曲县全境、碌曲县大部及夏河县部分地区,主要分界在郎木寺(碌曲)—玛艾镇(碌曲)—甘加镇(夏河)以西,平均海拔在 3 300 m 以上,是甘肃省主要牧区;南部岷迭山谷区面积最小,约占 21%,是以岷迭山系与白龙江流域构成区域为主,包括迭部县、舟曲县全境,地形切割剧烈、坡陡壁峭、沟谷幽深,是甘肃省重要林区之一<sup>[16]</sup>。

## 2 数据来源与研究方法

### 2.1 数据来源

MOD13Q1 数据为美国国家航空航天局(NASA)最新发布的第 6 版 MODIS 陆地三级标准数据产品,空间分辨率为 250 m,数据可通过 NASA 对

地观测系统数据共享平台(<https://modis.gsfc.nasa.gov/about/>)下载。首先对MOD13Q1数据进行预处理<sup>[17]</sup>(利用MODIS重投影工具从MOD13Q1数据产品中提取所有EVI波段,再根据行政区划对EVI波段进行重采样、镶嵌、投影及格式转换等),然后提取甘南州2000—2018年盛草时期每年6—8月EVI数据。以MODIS LST产品中获取的MOD11A2数据为基础,通过拼接、投影转换和裁剪等操作后,提取甘南州2000—2018年每年6—8月地表温度(LST)数据。DEM数据来源于地理空间数据云平

台(<http://www.gscloud.cn/>),空间分辨率为90 m。降水数据来源于CHIRPS(Climate Hazards Group InfraRed Precipitation with Station Data)全球范围降雨数据集提供的降水数据(<https://www.chc.ucsb.edu/data/chirps>),该数据融合了卫星降水与地面气象站降水数据,可以提供卫星网格点降水用于趋势分析等,选取2000—2018年每年4—8月降水量平均值。人口、农作物播种面积、牲畜等数据来源于2000—2018年甘南州统计年鉴。

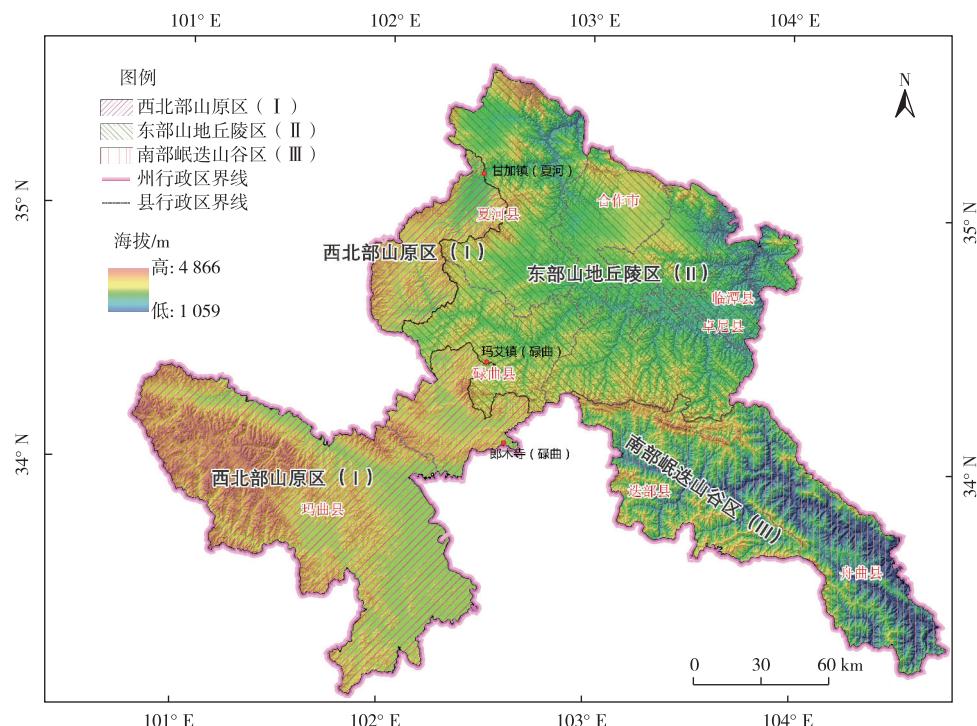


图1 研究区概况  
Fig. 1 Overview of the study area

## 2.2 研究方法

### 2.2.1 核密度分析

核密度分析是用于计算要素在其周围邻域中密度的工具,是以点要素计算每单位面积的量值,并将各个点或折线拟合为平滑锥状表面的分析方法<sup>[18]</sup>,可利用核密度曲线对EVI动态变化过程进行分析,计算公式为

$$F(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n k\left(\frac{x - x_i}{h}\right) \circ \quad (1)$$

式(1)中, $F(x)$ 为研究区域内EVI分布的核密度估计值; $k$ 为核函数; $i$ 为研究区域内各个地区; $h$ 为核密度函数的搜索半径; $n$ 为EVI数量总数; $x - x_i$ 为点样本 $x$ 到样本 $x_i$ 处距离。

### 2.2.2 像元二分模型

植被覆盖度( $FCV, V_{FC}$ )是用于衡量一个区域地表植被覆盖情况的重要指标,与EVI有较强的正相关关系,EVI数据可以通过像元二分模型计算植被覆盖度。像元二分模型是假设遥感传感器观测到的一个图像光谱信息(EVI)是由植被光谱信息( $I_{EV,veg}$ )和非植被光谱信息( $I_{EV,soil}$ )两部分经一元线性加权合成,而其中各部分权重是各自面积在像元中所占比率,如植被覆盖度可以看作是植被权重。植被覆盖度计算公式<sup>[19-20]</sup>为

$$V_{FC} = \frac{(I_{EV,i} - I_{EV,soil})}{(I_{EV,veg} - I_{EV,soil})} \circ \quad (2)$$

式(2)中, $I_{EV,i}$ 为该时期某像元EVI值; $I_{EV,veg}$ 值包含

植被的类型和结构等信息;  $I_{EV,soil}$  值包含土壤等的类型、颜色和湿度等非植被信息。

### 2.2.3 Theil-Sen Median 趋势分析

Theil-Sen Median 趋势分析是用于模拟每个栅格数据的变化趋势,客观地反映一段时间序列下植被演化趋势的方法,其优点表现在稳定、不要求原样本服从一定分布、不受异常值干扰、规避数据误差的能力较强方面<sup>[21]</sup>。Theil-Sen Median 趋势分析方法用于计算  $n(n-1)/2$  个数据组合的斜率的中位数( $S_{EVI}$ ),计算公式为

$$S_{EVI} = \text{Median} \left( \frac{I_{EV,j} - I_{EV,i}}{j - i} \right), 2000 \leq i \leq j \leq 2018. \quad (3)$$

式(3)中,  $I_{EV,j}$  和  $I_{EV,i}$  分别为像元  $j$  年和  $i$  年 EVI 值。当  $S_{EVI} > 0$  时, 表示研究期内 EVI 呈增长趋势; 当  $S_{EVI} < 0$  时, 表示呈退化趋势。

### 2.2.4 Mann-Kendall 检验

Mann-Kendall 是用于判断趋势显著性的统计检验方法,其优点为不受少数异常值干扰且原样本无需服从一定分布<sup>[22]</sup>,计算公式如下:

设定  $\{I_{EV,i}\} = i = 2000, 2001, \dots, 2018$ , 定义  $Z$  统计量为

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{s(S)}}, & S > 0 \\ 0, & S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{s(S)}}, & S < 0 \end{cases}. \quad (4)$$

其中,

$$S = \sum_{j=1}^{n-1} \sum_{i=j+1}^n \text{sgn}(I_{EV,j} - I_{EV,i}). \quad (5)$$

$$\text{sgn}(I_{EV,j} - I_{EV,i}) = \begin{cases} 1, & I_{EV,j} - I_{EV,i} > 0 \\ 0, & I_{EV,j} - I_{EV,i} = 0 \\ -1, & I_{EV,j} - I_{EV,i} < 0 \end{cases}. \quad (6)$$

$$s(S) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18}. \quad (7)$$

式(4)~(7)中,  $I_{EV,i}$  和  $I_{EV,j}$  分别为像元  $i$  年和  $j$  年 EVI 值;  $n$  为时间序列长度;  $\text{sgn}$  为符号函数; 统计量  $Z$  的取值范围为  $(-\infty, +\infty)$ 。在给定显著性水平  $\alpha$  上, 当  $|Z| > u_1 - \alpha/2$  时(在给定显著性水平上, 在正态分布表中查得临界值为  $u_1 - \alpha/2$ ), 表示研究序列在  $\alpha$  水平上存在显著变化<sup>[23]</sup>。

将 Theil-Sen Median 趋势分析与 Mann-Kendall 检验相结合,是对显著性水平检验的统计学理论基础的科学阐述,它能有效地反映 EVI 时空变化特征和用于判断植被覆盖在时间序列下的数据趋势。

由于基本不存在  $S_{EVI}$  严格等于 0 的区域,所以将  $-0.0005 \leq S_{EVI} \leq 0.0005$  的区域划分为稳定区,将  $S_{EVI} > 0.0005$  的区域划分为改善区,将  $S_{EVI} < -0.0005$  的区域划分为退化区。将 Mann-Kendall 检验在  $\alpha = 0.05$  置信水平上的显著性结果划分为显著变化 ( $Z > 1.96$  或  $Z < -1.96$ ) 和不显著变化 ( $-1.96 \leq Z \leq 1.96$ )。将检验结果叠加后进行分级,从而将 EVI 变化趋势划分为明显改善、轻微改善、基本稳定、轻微退化和严重退化 5 种类型(表 1)。

表 1 研究区分级结果

Table 1 Summary of study area classification results

$S_{EVI}$	$Z$ 值	EVI 趋势变化
$S_{EVI} > 0.0005$	$Z > 1.96$	明显改善
$S_{EVI} > 0.0005$	$-1.96 \leq Z \leq 1.96$	轻微改善
$-0.0005 \leq S_{EVI} \leq 0.0005$	$-1.96 \leq Z \leq 1.96$	基本稳定
$S_{EVI} < -0.0005$	$-1.96 \leq Z \leq 1.96$	轻微退化
$S_{EVI} < -0.0005$	$Z < -1.96$	严重退化

### 2.2.5 多元线性回归模型

植被覆盖度变化是自然和人为因素共同作用的结果,其基础和关键性因素是气候发生变化,影响植被生长和分布。而植物生长时的光合作用、呼吸作用和土壤有机碳的积累分解,都是通过温度和降水来有效调控和影响的。同时,人类活动可以局部改变植被生长的立地条件,削弱植被生长对气候的依赖性,从而影响植被覆盖度变化的过程和格局<sup>[24]</sup>。多元线性回归模型是仅考虑各个自变量和因变量是线性作用的条件下,研究一个因变量和多个自变量之间线性关系的模型。如果出现非线性的影响条件,模型则可以通过变量代换将非线性因素进行拟合后使用。多元线性回归模型可用于分析不同地貌区 EVI 变化的影响因素。多元线性回归模型一般如下表达:

$$y_i = \alpha + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki} + e_i. \quad (8)$$

式(8)中,  $y_i$  为因变量;  $\alpha$  为截距;  $\beta$  为偏回归系数,表示在其他变量不变的情况下,第  $i$  个变量变化一个单位所引起的因变量变化值;  $e_i$  为残差。

## 3 结果与分析

### 3.1 甘南州不同地貌类型区 EVI 时间变化趋势

#### 3.1.1 EVI 时间变化趋势

甘南州是典型的高寒地区,其草地植被多在 5 月开始返青,6—8 月长势迅速。因此,为研究甘南州植被覆盖区域 EVI 随时间变化的特点,选取各年 6—8 月 EVI 均值对当年植被覆盖状态进行分析(图 2)。

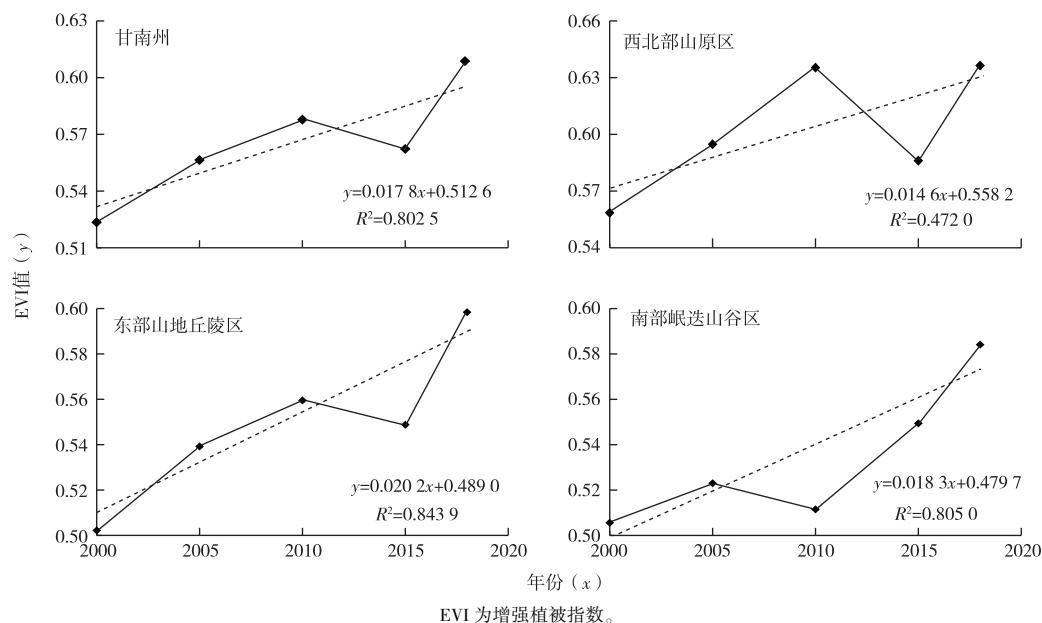


图 2 2000—2018 年甘南州不同地貌类型区植被覆盖水平的年际变化及线性趋势

Fig. 2 Interannual variations of EVI with its fitted linear trend in different geomorphological zones of Gannan Prefecture from 2000 to 2018

由图 2 可知,2000—2018 年甘南州草地生长季总 EVI 变化幅度不大,2000—2018 年增长趋势为  $0.001 \text{ a}^{-1}$ ,EVI 均值呈现先上升再下降后又上升的趋势,表明植被整体生长状况开始好转。2000—2018 年甘南州不同地貌类型区 EVI 呈现不同的变化趋势,其中,西北部山原区 EVI 增长趋势最低 ( $0.0008 \text{ a}^{-1}$ ),属于小幅度增长;而东部山地丘陵区 EVI 增长趋势最高,增长趋势为  $0.0011 \text{ a}^{-1}$ ,近 19 a EVI 指数增长 0.0962;南部岷迭山谷区 EVI 增长趋势为  $0.0009 \text{ a}^{-1}$ ,近 19 a EVI 指数增长 0.0785,整体上呈现较好的发展趋势。总体来看,甘南州 EVI 指数在 2015 年出现下降趋势,而西北部山原区 2015 年 EVI 指数下降幅度最大,这可能与玛曲县是整个甘南州植被覆盖度较高的区域有关,其对全州 EVI 状况有明显影响,而 2015 年降水偏少,从而导致西北部山原区、东部山地丘陵区草地生物量均有所下降。

### 3.1.2 EVI 时间变化分析

利用核密度曲线对甘南州不同地貌类型区 2000、2010 和 2018 年 EVI 进行核密度分析,描述 EVI 动态变化过程,从而反映植被覆盖度在 2000、2010 和 2018 年之间发生的变化(图 3)。由图 3 可知,西北部山原区 2000 年 EVI 集中分布于  $0.45 \sim 0.63$  之间,2010 年 EVI 集中分布于  $0.55 \sim 0.68$  之间,2018 年 EVI 集中分布于  $0.50 \sim 0.72$  之间,其 EVI 的核密度曲线峰度随时间推移呈下降变化,与

2000 年相比,2010 年西北部山原区 EVI 曲线进一步向右移动,而较 2010 年“高耸式”分布逐渐向 2018 年“扁平式”分布演变。由图 3 可知,2000 年东部山地丘陵区 EVI 集中分布于  $0.35 \sim 0.62$  之间,2010 年 EVI 集中分布于  $0.38 \sim 0.65$  之间,2018 年 EVI 集中分布于  $0.45 \sim 0.75$  之间,丘陵区 EVI 曲线峰度进一步下降,其曲线逐渐向右移动,与 2000 年 EVI 峰度的“高耸式”相比,2010、2018 年曲线峰度进一步下降。由此可见,西北部山原区和东部山地丘陵区植被覆盖向高水平等级发展,该区域植被覆盖度逐渐增加,且山原区植被覆盖度略高于丘陵区植被覆盖度。由图 3 可知,2000 年南部岷迭山谷区 EVI 集中分布于  $0.38 \sim 0.65$  之间,2010 年 EVI 集中分布于  $0.40 \sim 0.62$  之间,2018 年 EVI 集中分布于  $0.46 \sim 0.73$  之间,其 EVI 核密度概率曲线逐渐向右移动,其 EVI 概率曲线均呈现“扁平式”分布特征。可以看出,2010—2018 年,南部岷迭山谷区曲线向右移动较为明显,表明该区域在此期间植被变化明显,向高水平等级发展,但其“扁平式”特征明显,则表明该区域植被覆盖呈高低相间分布。总的来说,从各年份 EVI 曲线峰值可以看出,3 个地貌区 EVI 呈现明显向右移动的趋势,其植被覆盖情况呈现改善趋势。其中,南部岷迭山谷区 EVI 区间跨度较大,植被变化趋势较明显,而西北部山原区和东部山地丘陵区 EVI 区间跨度基本保持不变,且东部山地丘陵区 EVI 核密度曲线峰度进一步下降,概率曲

线整体上呈向右移动趋势,进一步表明该区域植被

覆盖改善较为缓慢或基本稳定不变。

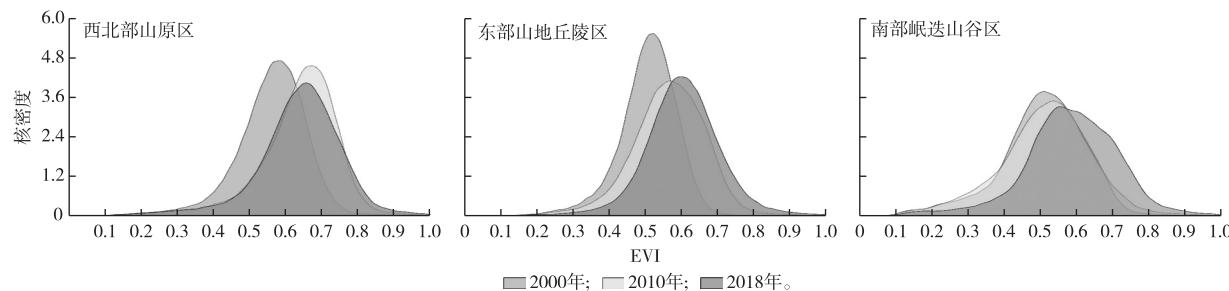


图3 2000、2010和2018年甘南州不同地貌区增强植被指数(EVI)演变趋势

Fig. 3 The evolution trend of EVI on the different geomorphological zones of Gannan Prefecture in 2000, 2010 and 2018

### 3.2 甘南州不同地貌区植被覆盖空间变化趋势

#### 3.2.1 植被覆盖类型转换的空间分异

通过像元二分模型计算植被覆盖度(FCV),并对研究区植被覆盖度进行等级划分,以分析植被的整体生长空间分异情况。在参考相关研究的基础上,将植被覆盖度划分为低覆盖度(0~20%)、较低覆盖度(>20%~40%)、中等覆盖度(>40%~60%)、较高覆盖度(>60%~80%)和高覆盖度(80%~100%)5个等级<sup>[25]</sup>。由图4可知,甘南州不同植被覆盖度类型南北差异明显,从西南部向东北部植被覆盖度逐渐递减,近19 a平均植被覆盖度为57.02%。西北部山原区(I)植被覆盖类型主要

高寒草甸草地,植被生长状况良好,以较高覆盖度类型为主,平均植被覆盖度为61.01%;东部山地丘陵区(II)为半农半牧区,该区域南部主要为草地,中北部主要为大夏河、洮河两岸的河谷耕地,植被覆盖度从南向北呈现逐渐增加趋势,以中等覆盖度类型为主,该区域平均植被覆盖度为55.33%;在南部岷迭山山区(III),不同区域植被覆盖类型存在较大差异,其中,在白龙江河谷间的耕地以较低覆盖度类型为主,而两侧山地以林地为主(阳坡为灌木丛,阴坡为森林),以较高覆盖度类型为主,该区域平均植被覆盖度为53.37%。



图4 2000、2010和2018年甘南州不同地貌区植被覆盖度类型空间格局

Fig. 4 Spatial pattern of FCV types in different geomorphological zones of Gannan Prefecture in 2000, 2010 and 2018

对于2000和2018年两期甘南州FCV遥感图,利用ArcGIS软件计算得到2000—2018年植被覆盖类型转移矩阵(表2和图5)。由表2可知,近19 a间甘南州植被覆盖类型发生转移变化的总面积为17 400.18 km<sup>2</sup>,其中,2000—2018年高覆盖类型转入面积中占比最大的为较高覆盖类型(面积为601.88 km<sup>2</sup>),其次为中等覆盖类型(589.71 km<sup>2</sup>),这两者分别占总转换变化量的比例为3.46%和3.39%,这两种覆盖类型改变最主要的区域为西北

部山原区(I)和东部山地丘陵区(II),表明研究期间高覆盖类型区主要是由较高覆盖类型与中等覆盖类型转变而来;2000—2018年较高覆盖类型转入面积中占比主要是中等覆盖类型(12 849.05 km<sup>2</sup>),这类变化区域主要分布在西北部山原区(I)和东部山地丘陵区(II),占总转出量的73.84%;2000—2018年中等覆盖类型转入面积中占比最大的是较低覆盖类型(1 847.37 km<sup>2</sup>),这类变化区域主要分布于东部山地丘陵区(II)的大夏河和洮河两岸地

区,以及南部岷迭山山区(Ⅲ)白龙江两岸,其次为较高覆盖类型( $786.27 \text{ km}^2$ ),这类变化类型主要分布于西北部山原区(Ⅰ),两者各自占总转出量的比例为10.62%和4.52%;2000—2018年较低覆盖类

型转入面积中占比最大的是中等覆盖类型( $270.37 \text{ km}^2$ ),这类变化类型主要分布于西北部山原区(Ⅰ),占总转出量的比例为1.55%;低覆盖类型近19 a间发生的覆盖类型转换量较低。

表2 2000—2018年不同地貌区植被覆盖类型相互转换面积统计

Table 2 The grade and area statistics of vegetation coverage in different geomorphological zones from 2000 to 2018  $\text{km}^2$ 

2000年	2018年					
	低覆盖	较低覆盖	中等覆盖	较高覆盖	高覆盖	转入量
低覆盖	—	57.10	10.32	0.17	0.00	67.59
较低覆盖	107.16	—	270.37	8.07	0.12	385.72
中等覆盖	7.96	<b>1 847.37</b>	—	<b>786.27</b>	15.71	2 657.31
较高覆盖	0.32	179.70	<b>12 849.05</b>	—	61.24	13 090.31
高覆盖	0.02	7.64	<b>589.71</b>	<b>601.88</b>	—	1 199.25
转出量	115.46	2 091.81	13 719.45	1 396.39	77.07	17 400.18

加粗数字为植被覆盖类型转换位居前5位的类别;除去相同植被类型的相互转换面积外,共有 $17 400.18 \text{ km}^2$ 植被覆盖类型发生转变。

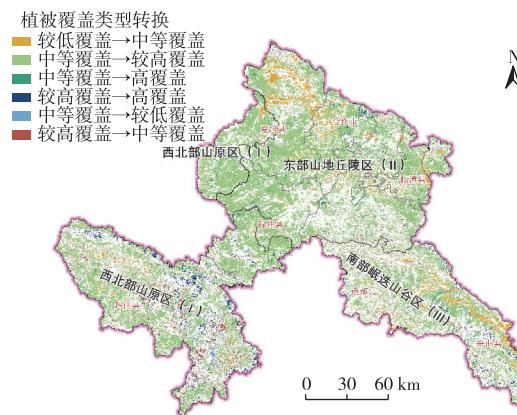


图5 2000—2018年甘南州主要植被覆盖类型转换

Fig. 5 The conversion map of major vegetation coverage types of Gannan Prefecture from 2000 to 2018

### 3.2.2 植被覆盖空间变化的发展趋势

基于趋势分析方法,逐像元分析研究区2000—2018年植被覆盖度的空间变化趋势。将 $S_{\text{EVI}}$ 和 $Z$ 值结果依据表1进行分级分类,得到甘南州2000—2018年植被覆盖变化分布(图6)。2000—2018年甘南州植被覆盖改善区面积约占54%(指占全州总面积,下同),退化区面积约占37%,基本稳定区面积约占9%。改善区中明显改善区面积占3.9%,轻微改善区面积占50.1%;退化区中严重退化区面积约占2.22%,轻微退化区面积约占34.78%。

由此可见,甘南州盛草期绝大部分区域植被覆盖度较高且随时间推移而得到明显改善。植被覆盖改善和退化区域在空间分布上具有异质性(指生态和格局在空间分布的不均匀性与复杂性),由南向北植被覆盖从退化逐渐转变为改善。退化区主要集中分布在西北部山原区的玛曲以及南部岷迭

山谷区的迭部、舟曲西部等地;稳定不变区和改善区主要分布在东部山地丘陵区的合作、夏河和临潭等地。甘南州草地植被类型丰富、盖度高,是天然放牧业的物质基础。自2013年起,甘南州90%以上的草地出现“三化”,特别是西北部山原区的玛曲、碌曲和夏河最严重,其中,玛曲县境内出现大约30处大型沙化点,夏河和碌曲的超载放牧和生态破坏使得草地盐渍化现象逐渐加重<sup>[26]</sup>。尽管退牧、休牧和轮牧政策实施后,草原恢复取得一定效果<sup>[27]</sup>,但长期的超载放牧使得草地生态系统很难在短时间内完全恢复<sup>[28]</sup>。

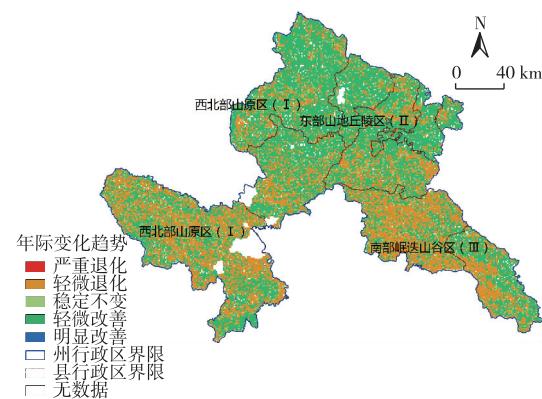


图6 2000—2018年甘南州不同地貌类型区植被覆盖变化趋势

Fig. 6 The change trend of vegetation coverage in different geomorphological zones of Gannan Prefecture from 2000 to 2018

### 3.3 不同地貌类型区植被覆盖的影响因素

结合甘南州实际,运用多元线性回归模型分析不同地貌类型区植被覆盖变化的影响因素。以各

乡镇为基础单位,将3个地貌类型区乡镇进行统计划分,建立地貌区单元后选取平均增强植被指数(EVI\_mean)作为因变量,自变量选取人口密度(PopDensity,反映人口压力)、农作物播种面积占比(NZW\_BL,反映人类强度和对高寒牧区天然植被的改造力度)、牲畜单位密度(SCdensity,反映草场实际压力和牲畜平衡关系)、平均地表温度(LST\_mean)、6—8月平均降水量(perc\_mean)、平均坡度(slop\_mean)和平均地表粗糙度(rug\_mean)等因素,用于刻画植被生成的立地条件与植被覆盖的影响因素。

由表3可知,由于自然环境的差异和人类活动强度的不同,这些因素对甘南州不同地貌区增强植

被指数(EVI)的影响程度有明显区别。首先,就植被退化较集中的西北部山原区(I)来说,牲畜单位密度和温度是主要影响因素,两者均与EVI呈现负相关关系,影响的回归系数(即Beta系数)分别为-1.051和-0.863,其可能原因是该地区植被以草地覆盖类植被为主,故地区放牧活动较多。对于植被退化较明显的南部岷迭山谷区(III)来说,其地形条件复杂,山高谷深且地形切割程度大,EVI的影响因素主要为降水、地表粗糙度、牲畜单位密度,3者均与植被EVI呈负向关系,以自然因素影响为主,如地形变化越大的区域,其植被EVI水平就越低<sup>[29]</sup>。可以看出对于植被退化集中的区域,自然与人文因素均有明显影响。

表3 甘南州不同地貌类型区增强植被指数(EVI)的多元回归分析

Table 3 Multiple regression analysis of EVI in different geomorphological zones of Gannan Prefecture

地貌类型区	因素	未标准化的系数		标准化后的系数 Beta	t检验值	Sig 显著性
		B	标准误差			
西北部山原区(I)	常数	-2.995	3.166	0.051	0.398	0.001
	温度	-0.006	0.003	-0.863	-2.127	0.100
	降水	0.000	0.001	-0.167	-0.643	0.555
	坡度	-0.032	0.018	-3.292	-1.786	0.149
	地表粗糙度	3.989	3.286	2.327	1.214	0.292
	人口密度	0.018	0.009	1.009	2.027	0.113
	播种面积占比	20.857	43.523	0.126	0.479	0.657
	牲畜单位密度	-0.001	0.001	-1.051	-2.254	0.087
东部山地丘陵区(II)	常数	-0.355	0.820	0.045	-0.418	0.678
	温度	0.004	0.001	-0.001	-0.004	0.997
	降水	0.001	0.001	0.321	2.248	0.030
	坡度	-0.009	0.007	-1.210	-1.419	0.163
	地表粗糙度	0.909	0.879	0.895	1.034	0.307
	人口密度	-0.001	0.001	-1.014	-0.377	0.708
	播种面积占比	-0.057	0.113	-0.169	-0.504	0.617
	牲畜单位密度	0.001	0.0001	-0.290	-1.343	0.186
南部岷迭山谷区(III)	常数	1.993	0.408	0.087	4.737	0.001
	温度	0.001	0.001	0.037	0.187	0.853
	降水	-0.001	0.000	-0.473	-2.190	0.039
	坡度	-0.003	0.008	-0.094	-0.380	0.707
	地表粗糙度	-0.701	0.403	-0.347	-1.738	0.096
	人口密度	-0.001	0.001	-0.872	-1.742	0.095
	播种面积占比	0.515	0.546	0.518	0.943	0.356
	牲畜单位密度	-0.001	0.001	-0.518	-1.966	0.062

B为各个自变量在回归方程中的系数;“-”表示该自变量对因变量有显著负向影响,“+”表示正向影响。但由于每个自变量的量纲及取值范围不同,B并不能反映影响程度大小,故借助标准化系数(Beta),Beta数值越大表示影响越大。t与Sig是自变量的显著性检验结果,t对应的Sig值表示自变量对因变量的影响程度,Sig值<0.05表示具有显著影响,该值越小表示影响越大。

相关研究表明,在甘南草原地区植被覆盖变化与温度变化、人类活动(尤其是放牧活动)有关,两者均是影响该区植被EVI变化的重要因素<sup>[13]</sup>。在EVI变化相对稳定和改善的东部山地丘陵区(II),降水、坡度等自然因子对该区域植被EVI变化影响

较大,其中,降水正向影响植被EVI,其影响系数为0.321,而坡度对EVI具有负向影响,系数为-1.210,这可能与该区域气候条件和地形条件有关。有研究表明,在甘南州东北部山区植被覆盖变化与坡度有很大关系,特别是与坡向、坡度等地形

因子有关,阳坡阴坡植被生长环境、条件均受影响<sup>[28]</sup>。总的来看,甘南州不同地貌区自然环境和人类活动强度均存在较大差异,这导致甘南州不同地貌区域植被覆盖的影响因素差异十分明显。

## 4 结论

基于 MOD13Q1 数据产品中的 MODIS EVI 数据,研究了甘南州不同地貌类型区 EVI 时空变化趋势和影响因素,得出如下主要结论:

(1) 2000—2018 年甘南州植被覆盖 EVI 均值呈先上升再下降后又上升的趋势,表明植被整体生长状况开始好转。就不同地貌类型区而言,西北部山原区 EVI 在研究期内增长趋势为  $0.0008 \text{ a}^{-1}$ ;东部山地丘陵区为  $0.0011 \text{ a}^{-1}$ ;南部岷迭山谷区增长趋势为  $0.0009 \text{ a}^{-1}$ ,近 19 a EVI 指数整体上呈现较好的发展趋势。

(2) 甘南州植被覆盖度 (FCV) 南北差异明显,呈现由西南部向东北部逐渐递减的趋势,其中,西北部山原区 (I) 植被以较高覆盖度类型为主,平均植被覆盖度为 61.01%;东部山地丘陵区 (II) 植被以中等覆盖度类型为主,该区平均植被覆盖度为 55.33%;在南部岷迭山谷区 (III) 植被呈现较低覆盖度类型与较高覆盖度类型的相间分布,该区平均植被覆盖度为 53.37%。

(3) 甘南州植被覆盖改善比例(约 54%)高于植被退化比例(37%),表明植被整体趋势趋于好转,整体稳定性呈增加趋势,也有部分地区出现退化现象且大多为轻微退化现象。植被覆盖退化区主要集中分布在西北部山原区的玛曲、碌曲及南部岷迭山谷区的迭部等地;植被覆盖改善区主要分布在东部山地丘陵区。

(4) 多元线性回归分析结果表明,由于甘南州不同地貌区自然环境和人类活动强度均存在较大差异,从而导致自然环境因子和人类活动因子是影响西北部山原区 (I) 植被 EVI 的主要因素,而自然环境因子是影响东部山地丘陵区 (II)、南部岷迭山谷区 (III) 植被 EVI 的主要因素。

## 参考文献:

- [1] CUI L L, SHI J. Temporal and Spatial Response of Vegetation NDVI to Temperature and Precipitation in Eastern China [J]. *Journal of Geographical Sciences*, 2010, 20(2): 163–176.
- [2] 庞国伟, 山琳昕, 杨勤科, 等. 陕西省不同地貌类型区植被覆盖度时空变化特征及其影响因素 [J]. *长江科学院院报*, 2021, 38(3): 51–58, 76. [PANG Guo-wei, SHAN Lin-xin, YANG Qin-ke, et al. *Vegetation Coverage in Different Landforms of Shaanxi Province*: Spatial and Temporal Variations and Influencing Factors [J]. *Journal of Yangtze River Scientific Research Institute*, 2021, 38(3): 51–58, 76.]
- [3] 张云霞, 李晓兵, 陈云浩. 草地植被盖度的多尺度遥感与实地测量方法综述 [J]. *地球科学进展*, 2003, 18(1): 85–93. [ZHANG Yun-xia, LI Xiao-bing, CHEN Yun-hao. Overview of Field and Multi-scale Remote Sensing Measurement Approaches to Grassland Vegetation Coverage [J]. *Advance in Earth Sciences*, 2003, 18(1): 85–93.]
- [4] 张文强, 孙从建, 李新功. 晋西南黄土高原区植被覆盖度变化及其生态效应评估 [J]. *自然资源学报*, 2019, 34(8): 1748–1758. [ZHANG Wen-qiang, SUN Cong-jian, LI Xin-gong. Vegetation Cover Change and Ecological Effect Assessment in the Loess Plateau of Southwest Shanxi Province Based on Remote Sensing Image [J]. *Journal of Natural Resources*, 2019, 34(8): 1748–1758.]
- [5] 陈燕丽, 罗永明, 莫伟华, 等. MODIS NDVI 与 MODIS EVI 对气候因子响应差异 [J]. *自然资源学报*, 2014, 29(10): 1802–1812. [CHEN Yan-li, LUO Yong-ming, MO Wei-hua, et al. Differences between MODIS NDVI and MODIS EVI in Response to Climatic Factors [J]. *Journal of Natural Resources*, 2014, 29(10): 1802–1812.]
- [6] 李红军, 郑力, 雷玉平, 等. 基于 EOS/MODIS 数据的 NDVI 与 EVI 比较研究 [J]. *地理科学进展*, 2007, 26(1): 26–32. [LI Hong-jun, ZHENG Li, LEI Yu-ping, et al. Comparison of NDVI and EVI Based on EOS/MODIS Data [J]. *Progress in Geography*, 2007, 26(1): 26–32.]
- [7] EVRENDELIK F, GULBEYAZ O. Deriving Vegetation Dynamics of Natural Terrestrial Ecosystems from MODIS NDVI/EVI Data over Turkey [J]. *Sensors (Basel, Switzerland)*, 2008, 8(9): 5270–5302.
- [8] QIU B W, ZENG C Y, TANG Z H, et al. Characterizing Spatiotemporal Non-stationarity in Vegetation Dynamics in China Using MODIS EVI Dataset [J]. *Environmental Monitoring and Assessment*, 2013, 185(11): 9019–9035.
- [9] 赵雪雁. 高寒牧区生态移民、牧民定居的调查与思考: 以甘南牧区为例 [J]. *中国草地学报*, 2007, 29(2): 94–101. [ZHAO Xue-yan. Surveying and Thinking on the Ecological Immigrant and the Herdsman Settlement in the High Cold Pasturing Area: A Case of Gannan Pasturing Area [J]. *Chinese Journal of Grassland*, 2007, 29(2): 94–101.]
- [10] 马琳雅. 甘南州草地植被覆盖度与物候期时空变化动态特征 [D]. 兰州: 兰州大学, 2013. [MA Lin-ya. Spatio-temporal Dynamic Changes of Grassland Vegetation Cover and Phenology in Gannan Prefecture [D]. Lanzhou: Lanzhou University, 2013.]
- [11] 蔡栋. 高寒草地生态系统风险评价: 以甘南地区为例 [D]. 兰州: 兰州大学, 2019. [CAI Dong. Ecosystem Risk Assessment of Alpine Grassland: A Case of the Gannan Region [D]. Lanzhou: Lanzhou University, 2019.]
- [12] 苏俊磊, 罗为群, 王广哲, 等. 基于 MODIS-EVI 的广西西江流域植被时空变化特征及其影响因素 [J]. *水土保持研究*, 2019, 26(3): 232–238. [SU Jun-lei, LUO Wei-qun, WANG Guang-zhe, et al. Spatiotemporal Variation of Vegetation and Its Influencing

- Factors in Xijiang River Basin of Guangxi Based on MODIS-EVI [J]. Research of Soil and Water Conservation, 2019, 26 (3) : 232-238.]
- [13] 张卓,孙建国,汪秀泽,等.2000—2013年甘南州植被覆盖变化的驱动力研究[J].遥感信息,2015,30 (6) : 89-95. [ZHANG Zhuo, SUN Jian-guo, WANG Xiu-ze, et al. Driving Forces of Vegetation Cover Change in Gannan Prefecture from 2000 to 2013 [J]. Remote Sensing Information, 2015, 30 (6) : 89-95.]
- [14] 李炳元,潘保田,程维明,等.中国地貌区划新论[J].地理学报,2013,68 (3) : 291-306. [ LI Bing-yuan, PAN Bao-tian, CHENG Wei-ming, et al. Research on Geomorphological Regionalization of China [J]. Acta Geographica Sinica, 2013, 68 (3) : 291-306.]
- [15] 赵雪雁,李巍.中国地理学中的甘南研究[J].地理研究,2019,38 (4) : 743-759. [ZHAO Xue-yan, LI Wei. Review of Gannan Research in Chinese Geography [J]. Geographical Research, 2019, 38 (4) : 743-759.]
- [16] 赵雪雁.甘南牧区人文因素对环境的影响[J].地理学报,2010,65 (11) : 1411-1420. [ZHAO Xue-yan. The Impact of Human Factors on the Environment in Gannan Pasturing Area [J]. Acta Geographica Sinica, 2010, 65 (11) : 1411-1420.]
- [17] 钟广锐,许紫彤.基于POI数据的汕头市公共设施空间格局研究[J].测绘与空间地理信息,2022,45 (3) : 76-80,85. [ZHONG Guang-rui, XU Zi-tong. Study on Spatial Patterns of Public Facilities in Shantou Based on POI Data [J]. Geomatics & Spatial Information Technology, 2022, 45 (3) : 76-80, 85.]
- [18] 白燕,杨雅萍,孙九林.黄河流域250 m分辨率植被生长季时空演变数据集(2000—2020年)[J].中国科学数据,2022,7 (1) : 118-128. [BAI Yan, YANG Ya-ping, SUN Jiu-lin. A 250 m Resolution Dataset of Spatiotemporal Variations of Vegetation in the Growing Season over the Yellow River Basin (2000-2020) [J]. China Scientific Data, 2022, 7 (1) : 118-128.]
- [19] 王逸男,孔祥兵,赵春敬,等.2000—2020年黄土高原植被覆盖度时空格局变化分析[J].水土保持学报,2022,36 (3) : 130-137. [WANG Yi-nan, KONG Xiang-bing, ZHAO Chun-jing, et al. Change of Vegetation Coverage in the Loess Plateau from 2000 to 2020 and Its Spatiotemporal Pattern Analysis [J]. Journal of Soil and Water Conservation, 2022, 36 (3) : 130-137.]
- [20] 朱林富.基于MODIS数据的四川植被覆盖度景观格局特征分析[J].乐山师范学院学报,2022,37 (4) : 45-51,83. [ZHU Lin-fu. Analysis on the Landscape Pattern Characteristics of Fractional Vegetation Coverage Based on MODIS Data in Sichuan [J]. Journal of Leshan Normal University, 2022, 37 (4) : 45-51, 83.]
- [21] 樊艺,赵牡丹,王建.秦巴山区植被增强指数长时间序列变化及其自然影响因素分析[J/OL].生态与农村环境学报  
https://doi.org/10.19741/j.issn.1673-4831.2021.0728.
- [22] KENDALL M. Rank Correlation Methods [M]. London: Griffin, 1970: 75.
- [23] 代子俊,赵霞,李冠稳,等.基于GIMMS NDVI 3g.v1的近34年青海省植被生长季NDVI时空变化特征[J].草业科学,2018,35 (4) : 713-725. [DAI Zi-jun, ZHAO Xia, LI Guan-wen, et al. Spatial-temporal Variations in NDVI in Vegetation-growing Season in Qinghai Based on GIMMS NDVI 3g.v1 in Past 34 Years [J]. Pratacultural Science, 2018, 35 (4) : 713-725.]
- [24] 穆少杰,李建龙,陈奕兆,等.2001—2010年内蒙古植被覆盖度时空变化特征[J].地理学报,2012,67 (9) : 1255-1268. [MU Shao-jie, LI Jian-long, CHEN Yi-zhao, et al. Spatial Differences of Variations of Vegetation Coverage in Inner Mongolia during 2001-2010 [J]. Acta Geographica Sinica, 2012, 67 (9) : 1255-1268.]
- [25] 张志强,刘欢,左其亭,等.2000—2019年黄河流域植被覆盖度时空变化[J].资源科学,2021,43 (4) : 849-858. [ZHANG Zhi-qiang, LIU Huan, ZUO Qi-ting, et al. Spatiotemporal Change of Fractional Vegetation Cover in the Yellow River Basin during 2000-2019 [J]. Resources Science, 2021, 43 (4) : 849-858.]
- [26] 王建宏.甘肃甘南黄河重要水源补给生态功能区生态保护与建设规划研究[R].兰州:甘肃省生态环境监测监督管理局,2011.
- [27] 郑伟,董全民,李世雄,等.放牧对环青海湖高寒草原主要植物种群生态位的影响[J].草业科学,2013,30 (12) : 2040-2046. [ZHENG Wei, DONG Quan-min, LI Shi-xiong, et al. Effects of Grazing on Niche of Major Plant Populations in Alpine Steppe in Qinghai Lake Region [J]. Pratacultural Science, 2013, 30 (12) : 2040-2046.]
- [28] 李全弟,刘曼霞,夏素娟,等.甘南高寒草甸群落的物种-多度关系沿坡向的变化[J].植物生态学报,2019,43 (5) : 418-426. [LI Quan-di, LIU Min-xia, XIA Su-juan, et al. Changes in Species-abundance Relationships of Plant Communities with Slopes in Alpine Meadows of Gannan, China [J]. Chinese Journal of Plant Ecology, 2019, 43 (5) : 418-426.]
- [29] 王静,郭铌,蔡迪花,等.玛曲县草地退牧还草工程效果评价[J].生态学报,2009,29 (3) : 1276-1284. [WANG Jing, GUO Ni, CAI Di-hua, et al. The Effect Evaluation of the Program of Restoring Grazing to Grasslands in Maqu County [J]. Acta Ecologica Sinica, 2009, 29 (3) : 1276-1284.]

**作者简介:** 马玥(1996—),女,甘肃兰州人,主要从事城市发展与城市规划方面的研究。E-mail: 2361640577@qq.com

(责任编辑:李祥敏)

DOI: 10.19741/j.issn.1673-4831.2021.0699

李朝晖,单楠,王琪,等.2013—2020年呼伦湖流域植被碳源/汇估算及影响因子分析[J].生态与农村环境学报,2022,38(11):1437–1446.

LI Zhao-hui, SHAN Nan, WANG Qi, et al. Estimation of Vegetation Carbon Source/Sink and Analysis of Its Influencing Factors in Hulun Lake Basin from 2013 to 2020 [J]. Journal of Ecology and Rural Environment, 2022, 38 (11): 1437–1446.

## 2013—2020年呼伦湖流域植被碳源/汇估算及影响因子分析

李朝晖<sup>1,2</sup>, 单 楠<sup>1,2①</sup>, 王 琪<sup>2,3②</sup>, 李文静<sup>1,2</sup>, 王增龙<sup>2,3</sup>, 包萨茹<sup>2,3</sup>, 窦华山<sup>2,3</sup>, 敖 文<sup>2,3</sup>, 庞 博<sup>2,3</sup>,  
王文林<sup>1,2</sup> (1. 生态环境部南京环境科学研究所, 江苏南京 210042; 2. 国家环境保护呼伦湖湿地生态环境科学观测研究站, 内蒙古呼伦贝尔 021000; 3. 呼伦贝尔市北方寒冷干旱地区内陆湖泊研究院, 内蒙古呼伦贝尔 021000)

**摘要:** 陆地生态系统碳循环是气候变化和全球碳循环研究的重要组成部分。植被净生态系统生产力(NEP)是定量描述植被生态系统碳源/汇能力的重要指标。草地生态系统是全球陆地生态系统重要组成部分,呼伦湖流域是以草地生态系统为主的混合农田、森林和湿地等生态系统的多生态系统区域,其碳源/汇时空规律及其影响机制对该区域生态环境保护和修复以及区域气候变化研究具有重要意义。基于 Landsat 8 OLI 高分辨率卫星遥感影像以及 ERA5 气候再分析数据和地表覆盖分类数据,采用光能利用率模型和土壤呼吸模型估算呼伦湖流域不同植被类型碳汇时空变化规律及对气候因子的响应差异。结果表明,2013 年以来,呼伦湖流域生态系统整体发挥碳汇功能,但植被固碳能力降低,58.29%的区域植被 NEP 呈减少趋势,36.77%的区域植被 NEP 呈微弱增加趋势;区域月均 NEP(以 C 计)呈现先减少后增大的年际变化特征,变化区间为  $8.41 \sim 16.44 \text{ g} \cdot \text{m}^{-2} \cdot \text{月}^{-1}$ ;流域内草地生态系统具有最高碳汇总量(以 C 计),约为  $37 \text{ Tg} \cdot \text{月}^{-1}$ ;流域内农田 NEP 受温度影响最大,森林 NEP 受温度、降水量和辐射共同影响,草地 NEP 主要受温度和降水量共同影响,而湿地 NEP 与气候因子相关不明显。

**关键词:** 净生态系统生产力; 碳源/碳汇; 呼伦湖流域; GEE; ERA5 气候再分析数据

**中图分类号:** X87    **文献标志码:** A    **文章编号:** 1673-4831(2022)11-1437-10

**Estimation of Vegetation Carbon Source /Sink and Analysis of Its Influencing Factors in Hulun Lake Basin from 2013 to 2020.** LI Zhao-hui<sup>1,2</sup>, SHAN Nan<sup>1,2①</sup>, WANG Qi<sup>2,3②</sup>, LI Wen-jing<sup>1,2</sup>, WANG Zeng-long<sup>2,3</sup>, BAO Sa-ru<sup>2,3</sup>, DOU Hua-shan<sup>2,3</sup>, AO Wen<sup>2,3</sup>, PANG Bo<sup>2,3</sup>, WANG Wen-lin<sup>1,2</sup> (1. Nanjing Institute of Environmental Sciences, Ministry of Ecology and Environment, Nanjing 210042, China; 2. National Environmental Protection Hulun Lake Wetland Ecological Environment Scientific Observation and Research Station, Hulun Buir 021000, China; 3. Hulunbuir Inland Lake Research Institute of Northern Cold and Arid Areas, Hulun Buir 021000, China)

**Abstract:** The terrestrial carbon cycle is an important component for researches on climate change and global carbon cycle. Net ecosystem productivity (NEP) is an essential indicator to quantitatively describe the carbon source/sink capacity of vegetated ecosystems. The grassland ecosystem is an important part of the global terrestrial ecosystem, and the Hulun Lake Basin is a multi-ecosystem area dominated by grassland ecosystem and mixed with farmland, forest and wetland ecosystems. The spatiotemporal variations and drivers of its carbon source/sink are of great significance in the study of ecological environmental protection and restoration as well as the local climate change in this region. Based on Landsat 8 OLI high-resolution satellite remote sensing images, ERA5 climate reanalysis data and land cover data, the spatiotemporal patterns of carbon sinks of different vegetation types in the Hulun Lake basin from 2013 to 2020 and their differences in response to climate factors were estimated using a light use efficiency model and a soil respiration model. The results show that since 2013, the Hulun Lake Basin has been functioning as a carbon sink, while the carbon sequestration capacity decreased, with 58.29% of the regional vegetation NEP showing a decreasing trend and 36.77% of the regional vegetation NEP showing a weak increasing trend. The regional monthly average NEP showed inter-annual variation characteristics of

收稿日期: 2021-11-14

基金项目: 内蒙古自治区科技成果转化专项资金项目; 呼伦湖生态安全调查评估项目; 中央级公益性科研院所基本科研业务专项

① 通信作者 E-mail: dannan333@163.com

② 共同通信作者 E-mail: wangqi907291797@163.com

firstly decreasing and then increasing, with a variation range of  $8.41\text{--}16.44\text{ g} \cdot \text{m}^{-2} \cdot \text{mo}^{-1}$ , In the watershed, the grassland ecosystem had the highest total carbon sink, about  $37\text{ Tg} \cdot \text{mo}^{-1}$ , and the farmland NEP was mostly affected by temperature, and the forest ecosystem was influenced by the combination of temperature, precipitation, and radiation. The grassland ecosystem is concurrently affected by temperature and precipitation, while the wetland NEP is not significantly correlated with climate factors.

**Key words:** net ecosystem productivity; carbon source/sink; Hulun Lake Basin; GEE; ERA5

人类活动导致大气中  $\text{CO}_2$ 、 $\text{CH}_4$  等温室气体浓度不断上升,逐渐影响人类生活,因此全球变暖问题受到越来越多的关注。植被净生态系统生产力 (net ecosystem productivity, NEP) 指单位时间、单位面积内植物将无机物合成为有机物的总量或固定的总能量与植被呼吸以及土壤异养呼吸 (heterotrophic respiration,  $R_h$ ) 之间的差值,表示植被生态系统碳的净吸收或净存储,通常用来定量表征植被生态系统碳源/汇能力。当 NEP 值  $> 0$  时,表示生态系统为碳汇,反之为碳源<sup>[1-3]</sup>。碳汇 (carbon sink) 指森林和草地吸收大气中的  $\text{CO}_2$ ,从而降低大气  $\text{CO}_2$  浓度的机制,碳汇在减缓气候变化方面有重要作用<sup>[4]</sup>。NEP 不仅与陆地生态系统多种要素循环紧密相关,还对全球气候系统有重大影响,是表征陆地生态系统碳循环的一个重要指标,对于全球碳循环研究具有重要意义,因此准确监测其时空变化格局成为区域碳收支研究的关键问题之一<sup>[4]</sup>。

草地生态系统具有防风固沙、水源涵养、水土保持和生物多样性保护等重要生态功能,是中国陆地生态系统重要组成部分。草原碳汇作为生物固碳重要组成部分,对于减缓全球气候变暖具有重要意义。草原碳汇研究是保护草原、恢复退化草地的关键所在。同时,草原面积广阔,通过碳固定措施开展可持续管理,既可以实现草原保护,又可以实现草原碳汇价值增收。目前,已有学者结合遥感及地面观测数据估算了青海高原、青藏高原、三江源和内蒙古等区域植被净初级生产力 (net primary productivity, NPP) 和 NEP,分析了不同区域植被生态系统碳源/汇时空格局变化及影响因素<sup>[1-2,5-7]</sup>。然而,目前针对呼伦湖流域碳源/汇的研究较少,区域碳汇功能时空格局仍不清晰。呼伦湖流域是北方防沙带和东北森林带交汇的重要节点,同时也是生物多样性重要保护区,东北亚鸟类迁徙的重要通道和集散地。但呼伦湖流域生态环境较为脆弱,生态系统植被变化对区域碳汇功能具有重要影响。基于 30 m 高分辨率遥感数据和气象再分析数据,采用光能利用率遥感模型和土壤呼吸模型估算呼伦湖流域不同生态系统植被 NEP,并分析 NEP 时空分

布格局与变化趋势,评估各生态系统碳库及其动态变化,揭示呼伦湖流域碳源/汇时空格局以及不同生态系统碳源/汇功能对气候变化的响应,研究结果可为呼伦湖流域的生态环境保护和修复、区域生态安全评估等提供支撑<sup>[8-9]</sup>。

## 1 研究区与数据

### 1.1 研究区概况

研究区域为呼伦湖流域,包括呼伦湖以及流域内主要河流(克鲁伦河和乌尔逊河)、草原和林地。流域属于中温带大陆性草原气候区,流域东南部为阿尔山区域。呼伦湖流域海拔在 497~1 660 m 之间,呈现中心区域海拔较低、呼伦湖及河流周围海拔逐渐升高的地势特征,流域生态系统类型以草原和湿地为主(图 1)。

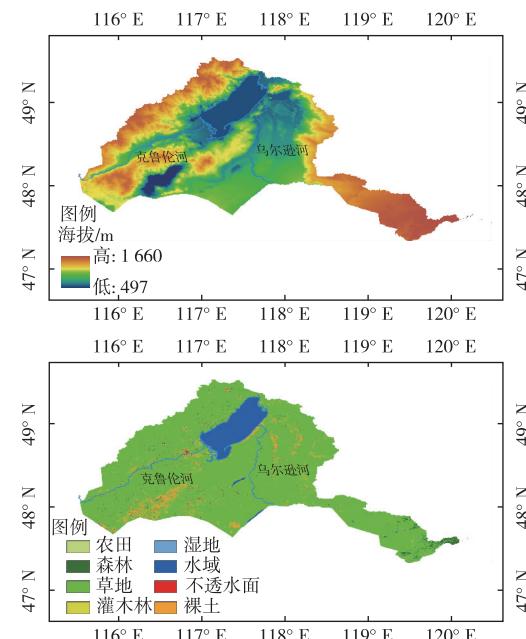


图 1 呼伦湖流域地理位置以及 DEM 和地物覆盖类型

Fig. 1 DEM and land cover of Hulun Lake Basin

### 1.2 数据来源与处理

#### 1.2.1 Landsat 8 遥感影像数据

Landsat 8 卫星重访周期为 16 d,成像宽幅为 185 km × 185 km,覆盖呼伦湖流域约需要 6 景。

Google Earth Engine (GEE) 是由 Google 公司、卡内基梅隆大学与美国地质调查局共同开发的用于处理卫星遥感图像和其他地球观测数据的云计算平台。该研究采用 GEE 平台提供的 30 m 空间分辨率 Landsat 8 地表反射率产品 LANDSAT\_LC08\_C01\_T1\_SR。由于 Landsat 8 重访周期以及呼伦湖流域云、冰雪的限制, Landsat 8 对研究区不能实现有效且完整的覆盖。已有研究<sup>[10]</sup>表明, 对于高纬度且受云层影响较大区域, 可以通过采用连续多月反射率中值(median)影像来有效解决。同时, 由于 7—9 月夏季良好的水热条件为植被创造良好生长条件, 植被以生殖生长为主, 光合作用能力强<sup>[11]</sup>。故相比于其他月份, 7—9 月植被固碳能力较强, 有助于呼伦湖流域植被高固碳能力期碳汇能力的量化和描述。因此采用 2013—2020 年呼伦湖流域 7—9 月反射率中值影像作为各年反射率数据。

### 1.2.2 MODIS 数据

MOD17A2 是使用 1 km 范围内每日 MODIS 土地覆盖数据  $f_{APAP}/LAI$  和表面气象数据来为陆地植被提供精确且定期测量的生态系统生产力估算产品。该产品基于光能利用率模型计算得到。基于 GEE 平台获取 2013—2020 年呼伦湖流域 7—9 月均值 MOD17A2 产品, 并提取 NPP(代码为 PsnNet) 作为 NPP 估算模型的验证数据。

### 1.2.3 气象与辐射数据

气象与辐射数据包括月平均气温(temperature, T)、月总降水量(total precipitation, TP) 和月总辐射量(surface solar radiation downwards, SSRD), 均来自 ECMWF ERA5 气候再分析数据集。ERA5 数据集是利用物理定律将模型数据与来自世界各地的观测数据整合成一个全球完整且一致的数据集, 提供了对过去气候的准确描述。采用 ERA5 月均值数据(ERA5 – Land monthly averaged data from 1981 to present), 提取 2013—2020 年 7—9 月的 2 m 高度处气温、总降水量和地表下行太阳辐射均值分别作为气温、降水量和太阳辐射月均值数据。

### 1.2.4 地表覆盖数据 FROM-GLC

FROM-GLC 为清华 2017 年发布的 10 m 分辨率全球地表覆盖制图数据集<sup>[12]</sup>。该数据集将全球地表覆盖分为 10 类, 呼伦湖流域共有 8 种覆盖类型(图 1), 其中, 植被类型主要包括农田、森林、草地和湿地 4 类。以上述 4 类植被类型为基础, 将流域非植被类型(包括水体、不透水面和裸土)区域和面积极小的灌木林归为其他。经统计, 农田、森林、草地、湿地和其他覆盖类型面积分别为 5 513.54、

28 951.17、2 780 043.79、3 205.99 和 468 323.52 km<sup>2</sup>, 其占流域面积比例分别为 0.17%、0.88%、84.60%、0.10% 和 14.25%。地表覆盖数据可用来分析呼伦湖流域 2013—2020 年不同生态系统类型碳源/汇时空动态。

## 2 模型与方法

### 2.1 NEP 估算模型

植被 NEP 为表征区域植被碳汇/源的重要指标, NEP 可以表示为植被 NPP 与土壤异养呼吸消耗碳量的差值, 计算公式为

$$NEP(x, t) = NPP(x, t) - R_H(x, t)。 \quad (1)$$

式(1)中,  $NEP(x, t)$  为像元  $x$  在时间段  $t$  内的植被净生态系统生产力(以 C 计),  $g \cdot m^{-2}$ ;  $NPP(x, t)$  为像元  $x$  在时间段  $t$  内的植被净初级生产力(以 C 计),  $g \cdot m^{-2}$ ;  $R_H(x, t)$  为像元  $x$  在时间段  $t$  内的土壤微生物呼吸量(以 C 计),  $g \cdot m^{-2}$ 。

#### 2.1.1 光能利用率模型

采用 CASA (Carnegie-Ames-Stanford approach) 模型估算 NPP<sup>[13]</sup>, 其计算公式为

$$NPP(x, t) = APAR(x, t) \times \varepsilon(x, t)。 \quad (2)$$

式(2)中,  $APAR(x, t)$  为像元  $x$  在时间段  $t$  内吸收的光合有效辐射,  $MJ \cdot m^{-2}$ ;  $\varepsilon(x, t)$  为像元  $x$  在时间段  $t$  内的实际光能利用率(以 C 计),  $g \cdot MJ^{-1}$ 。  $APAR(x, t)$  计算公式为

$$APAR(x, t) = SOL(x, t) \times FPAR(x, t) \times 0.5。 \quad (3)$$

式(3)中,  $SOL(x, t)$  为像元  $x$  在时间段  $t$  内的太阳入射总辐射,  $MJ \cdot m^{-2}$ ;  $FPAR(x, t)$  为植被对入射光合有效辐射的吸收比例, 其值采用归一化植被指数(NDVI)进行估算, 并假设在时间段  $t$  内保持不变; 0.5 为植被所能利用的太阳有效辐射(波长范围为 400~700 nm)占太阳总辐射的比例估算值。

$\varepsilon(x, t)$  计算公式为

$$\varepsilon(x, t) = \varepsilon_0 \times f_1(x, t) \times f_2(x, t) \times w(x, t)。 \quad (4)$$

式(4)中,  $f_1$  和  $f_2$  为温度对光能利用率的 2 个影响系数,  $f_1(x, t)$  和  $f_2(x, t)$  表示温度对光能利用率的影响;  $w(x, t)$  为水分条件对光能利用率的影响;  $\varepsilon_0$  为理想状态下植被最大光能利用率, 其值参照朱文泉等<sup>[14-15]</sup>对全国植被 NPP 计算结果。 $f_1(x, t)$ 、 $f_2(x, t)$  和  $w(x, t)$  计算公式为

$$f_1(x, t) = 0.8 + 0.02 \times T_{opt}(x, t) - 0.0005 \times T_{opt}(x)^2, \quad (5)$$

$$f_2(x, t) = \left[ 1.184 \times (1 + e^{0.3 \times [-T_{\text{opt}}(x, t) - 10 + T(x, t)]}) \right] / \left[ 1 + e^{0.2 \times [T_{\text{opt}}(x, t) - 10 - T(x, t)]} \right], \quad (6)$$

$$w(x, t) = 0.5 + 0.5 \times E / E_p. \quad (7)$$

式(5)~(7)中,  $T(x, t)$  为平均气温,  $^{\circ}\text{C}$ ;  $T_{\text{opt}}(x, t)$  为植被生长最适温度,  $^{\circ}\text{C}$ ;  $E$  和  $E_p$  分别为实际蒸散量 ( $\text{W} \cdot \text{m}^{-2}$ ) 和潜在蒸散量 ( $\text{W} \cdot \text{m}^{-2}$ )。

## 2.1.2 土壤呼吸模型

$R_{\text{H}}(x, t)$  计算公式<sup>[16]</sup>为

$$\ln R_{\text{H}}(x, t) = 0.22 + 0.87 \times \ln R_s(x, t). \quad (8)$$

式(8)中,  $R_s(x, t)$  为土壤呼吸速率, 其值采用土壤呼吸模型<sup>[17]</sup>进行估算。

$$R_s(x, t) = 1.250 \times e^{[0.05452 \times T(x, t)]} \times P(x, t) / [4.259 + P(x, t)]. \quad (9)$$

式(9)中,  $T(x, t)$  为像元  $x$  在时间段  $t$  内的平均气温,  $^{\circ}\text{C}$ ;  $P(x, t)$  为像元  $x$  在时间段  $t$  内的降水量,  $\text{cm}$ 。

## 2.2 时空变化与气候因子分析

年际变化率采用 NEP 趋势斜率表示, NEP 年际变化显著性采用 NEP 值与时间序列的相关关系表示。趋势斜率大于 0 表示 NEP 增加, 反之表示 NEP 减少。2013—2020 年 NEP 波动特征采用 NEP 变异系数 CV 表示。CV 值越小, 表示数据分布越集中, 数据随时间的波动小, 稳定性较高; 反之, 则表示数据随时间序列波动大, 稳定性低。此外, 温度、降水和辐射对 NEP 的影响采用像元尺度的偏相关分析方法得到。由于该研究有 4 个变量, 因此采用二阶偏相关系数 (partial correlation coefficient, PCC) 进行分析。

## 3 结果与分析

### 3.1 呼伦湖流域典型气候因子与植被指数量年际变化

如图 2 所示, 2013—2020 年呼伦湖流域气温总体呈现先升高后降低趋势, 在 2016 年达到最高。2013—2020 年流域降水量总体呈现先减少后增加趋势, 在 2016 年达到最低。2014—2017 年研究区月总辐射量明显高于平均值, 表明该时期太阳入射辐射较强, 且 2014 年为最大太阳入射辐射 (图 2)。2013—2020 年流域 NDVI 值呈现先降低后升高趋势, 在 2016 年达到最低值, 这与降水量变化趋势大体一致 (图 2)。

### 3.2 呼伦湖流域植被碳源/汇时空变化特点

2013—2020 年呼伦湖流域植被碳汇年际变化和时空变化见图 3~4。在时间尺度上, 碳汇总体呈现先减少再增大的年际变化特征 (图 3), 最大值和

最小值分别为  $16.44$  和  $8.41 \text{ g} \cdot \text{m}^{-2} \cdot \text{月}^{-1}$  (图 3), 碳汇年际变化率为  $-0.12 \text{ g} \cdot \text{m}^{-2} \cdot \text{月}^{-1}$ , 植被固碳呈轻微下降趋势。这与研究区降水量变化趋势相似 (图 2), 与月平均气温变化趋势相反 (图 2)。在空间尺度上, 2013—2020 年呼伦湖流域碳汇高值区主要位于呼伦湖北部及西北部、克鲁伦河消落带、乌尔逊河消落带和东南部阿尔山森林区域, 低值区主要位于呼伦湖西南部、克鲁伦河两岸、乌尔逊河两岸和阿尔山附近区域 (图 4)。

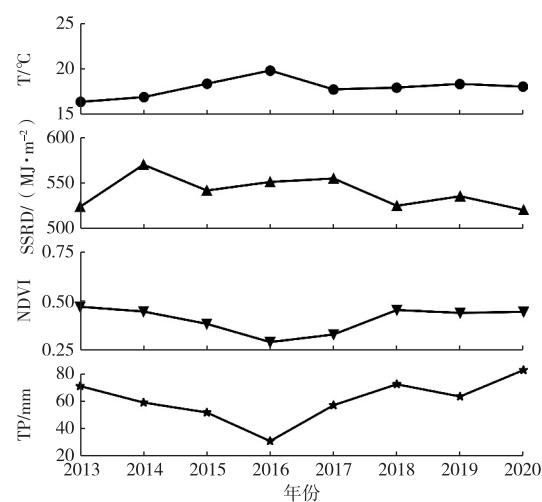
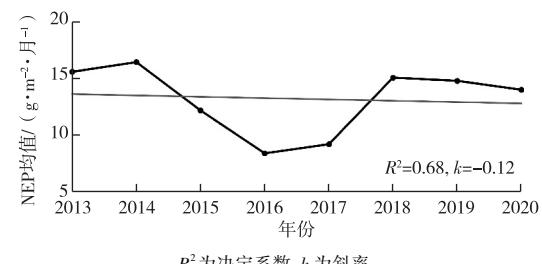


图 2 2013—2020 年 7—9 月呼伦湖流域平均气温 (T)、降水量 (TP)、月总辐射量 (SSRD) 和归一化植被指数 (NDVI) 的年际变化

Fig. 2 Interannual variation of average T, TP, SSRD, and NDVI of Hulun Lake Basin from July to September during 2013—2020



$R^2$  为决定系数,  $k$  为斜率。

图 3 呼伦湖流域植被多年平均 NEP 年际变化

Fig. 3 Interannual variation of mean vegetation NEP in Hulun Lake Basin from 2013 to 2020

呼伦湖流域东南部为阿尔山森林区域, 西北部为呼伦湖及其周边的湿地和草原。研究区内存在气候差异, 温度和降水量空间分布不均匀。由图 5 可知, 就 NEP 经向变化而言, 呼伦湖流域碳汇功能呈现明显经度地带性, 植被类型由西向东表现为由草地向森林转变, NEP 值逐渐上升, 碳汇增大; 就

NEP 纬向变化而言, 呼伦湖流域 NEP 随纬度增加呈现先减小后增大特征, 其主要原因因为东南部低纬度地区森林为碳汇高值区。

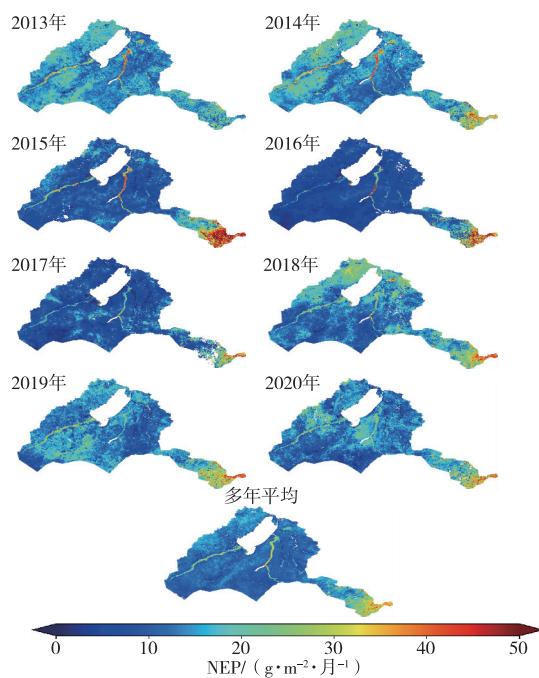


图 4 呼伦湖流域 2013—2020 年 7—9 月和多年平均 NEP 空间分布

Fig. 4 Spatial distribution of NEP value of Hulun Lake Basin from July to September during 2013–2020 and the multi-year mean NEP value

基于像元尺度, 采用一元线性回归分析法进一步分析 2013—2020 年碳汇年际变化情况, 以期获得呼伦湖流域不同空间位置上植被碳循环在近 8 a 变化的区域差异性规律。如图 6 所示, 2013—2020 年

呼伦湖流域碳汇整体上呈现相对稳定且轻微减少趋势。58.29% 的区域植被 NEP 呈减少趋势, 36.77% 的区域植被 NEP 斜率在  $0 \sim 1 \text{ g} \cdot \text{m}^{-2} \cdot \text{月}^{-1}$  之间, 呈微弱增加趋势, 而斜率高于  $1 \text{ g} \cdot \text{m}^{-2} \cdot \text{月}^{-1}$  的区域面积仅占 4.94%, 且主要分布在东南部森林区域。从 NEP 变异系数计算结果可知, 呼伦湖流域植被 NEP 年际变化变异系数主要集中在 0.2~0.5 之间, 其区域面积占比为 82.52%。呼伦湖流域大部分区域碳循环状态年际变化波动较小, 总体上保持碳汇功能, 但植被固碳能力总体呈下降趋势。

### 3.3 不同植被类型的碳源/汇年际时序变化

研究区不同植被类型碳循环状态有较大差异(图 7)。从 NEP 年际变化来看, 农田生态系统平均 NEP 表现为升高—降低—升高—降低趋势, 碳汇功能波动变化, NEP 均值最低和最高分别为  $21.29$  和  $37.24 \text{ g} \cdot \text{m}^{-2} \cdot \text{月}^{-1}$ ; 森林生态系统平均 NEP 值最高, 碳汇功能最大, 年际变化从 2013 年的  $23.88 \text{ g} \cdot \text{m}^{-2} \cdot \text{月}^{-1}$  增大至 2015 年的最高值  $44.96 \text{ g} \cdot \text{m}^{-2} \cdot \text{月}^{-1}$ , 然后稳定在约  $40 \text{ g} \cdot \text{m}^{-2} \cdot \text{月}^{-1}$ ; 草地生态系统碳汇功能显著低于农田和森林生态系统, 2014 年最高 ( $16.60 \text{ g} \cdot \text{m}^{-2} \cdot \text{月}^{-1}$ ), 2016 年最低 ( $8.33 \text{ g} \cdot \text{m}^{-2} \cdot \text{月}^{-1}$ ); 湿地生态系统碳汇总体高于草地, 低于农田和森林, 最高值为  $17.96 \text{ g} \cdot \text{m}^{-2} \cdot \text{月}^{-1}$ (图 7)。对于碳汇总量, 草地生态系统远高于其他生态系统碳汇总量。结果表明, 2013—2020 年呼伦湖流域农田和森林均为高固碳功能区, 草地为低固碳功能区。流域内农田和森林面积较小, 固碳总量较少, 草地面积最大, 碳汇总量较高。

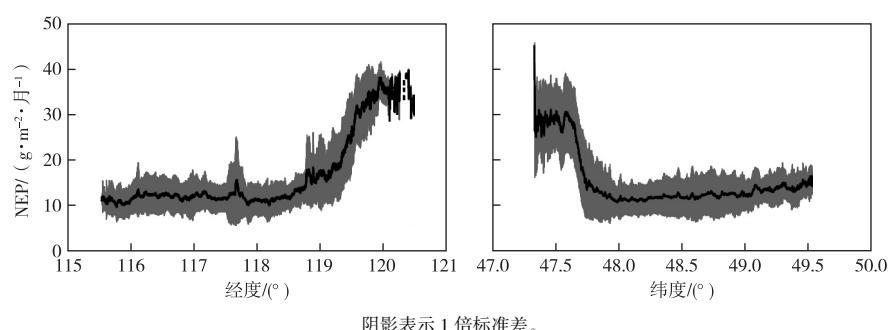


图 5 2013—2020 年呼伦湖流域平均 NEP 的经向和纬向变化规律

Fig. 5 Variations of mean NEP with longitude and latitude in Hulun Lake Basin during 2013–2020

2013—2020 年研究区不同植被类型碳汇多年均值和总量以及频数分布见图 7。从频数分布图(图 7(d))可以看出, 农田生态系统 NEP 主要分布

在  $20 \sim 40 \text{ g} \cdot \text{m}^{-2} \cdot \text{月}^{-1}$  之间; 森林生态系统 NEP 则主要分布在  $30 \sim 50 \text{ g} \cdot \text{m}^{-2} \cdot \text{月}^{-1}$  之间, 因此森林碳汇功能 ( $38.10 \text{ g} \cdot \text{m}^{-2} \cdot \text{月}^{-1}$ ) 最高; 草地面积最广,

其NEP频数分布的波峰范围为 $5\sim20\text{ g}\cdot\text{m}^{-2}\cdot\text{月}^{-1}$ ,因此草地碳汇总量( $37.00\text{ Tg}\cdot\text{月}^{-1}$ )最高;湿地生态系统NEP则主要分布在小于 $14\text{ g}\cdot\text{m}^{-2}\cdot\text{月}^{-1}$ 区间,碳汇总量为 $0.04\text{ Tg}\cdot\text{月}^{-1}$ 。总体上,农

田、森林和草地碳汇功能和总量均为正数,表现为碳汇,碳汇能力由大到小依次为森林、农田和草地。流域内植被碳循环以碳汇为主,仅湿地生态系统少量植被表现为碳源[图7(d)]。

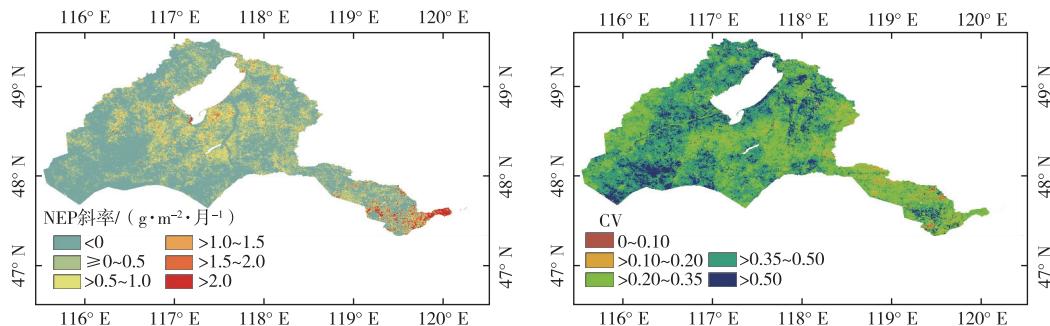
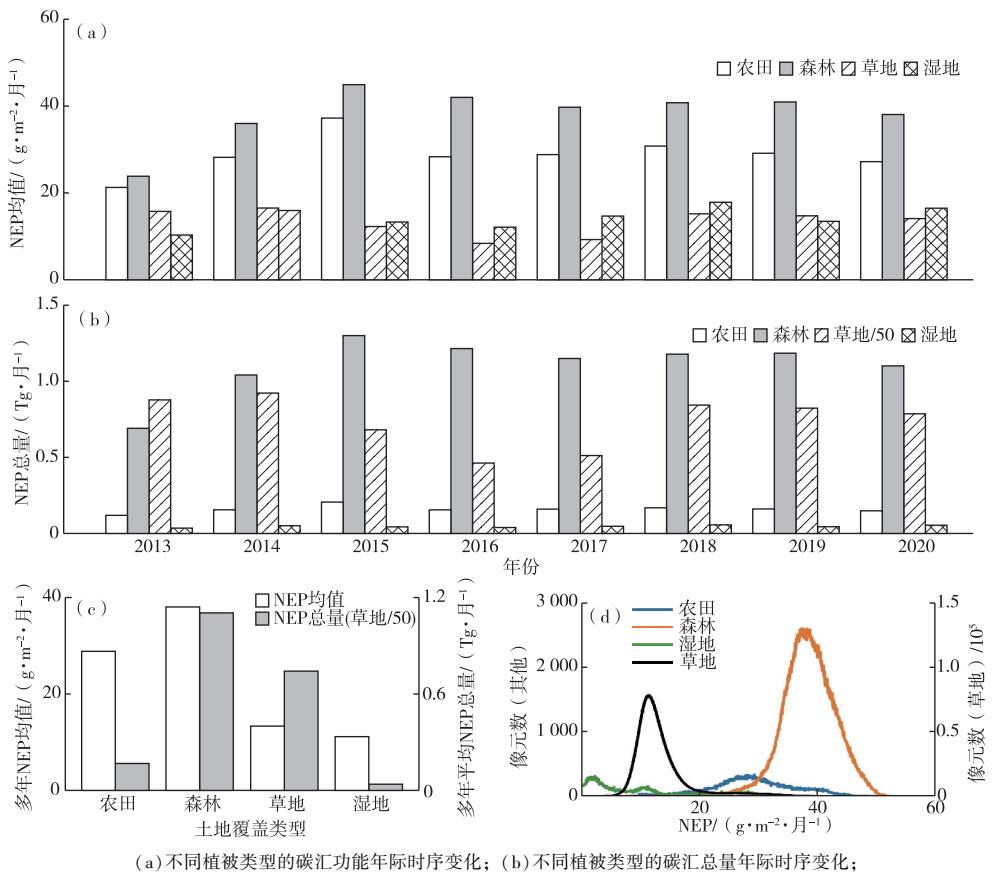


图6 2013—2020年呼伦湖流域NEP变化斜率空间分布和变异系数(CV)空间分布

Fig. 6 Spatial distribution of slope and coefficient of variation of NEP in Hulun Lake Basin from 2013 to 2020



(a)不同植被类型的碳汇功能年际时序变化; (b)不同植被类型的碳汇总量年际时序变化;

(c)不同植被类型的多年平均NEP与NEP总量; (d)不同植被类型的NEP频数分布。草地/50表示草地NEP总量除以50。

图7 呼伦湖流域不同植被类型植被碳源/汇时序变化

Fig. 7 Time series variation of carbon source/sink of different plants in Hulun Lake Basin

### 3.4 呼伦湖流域植被碳源/碳汇对气候因子的响应

植被生长与气候变化密切相关,对2013—2020年呼伦湖流域NEP与温度、降水量和太阳入射辐射的偏相关系数逐像元进行计算(图8)。如图8所

示,呼伦湖流域植被NEP与温度主要呈负相关,相关系数在 $-0.25\sim-1.0$ 之间,部分区域呈正相关关系,如呼伦湖南部草原(相关系数在 $0\sim0.5$ 之间)和东南部森林(相关系数在 $0.25\sim1.0$ 之间)。如图8

所示,呼伦湖流域植被 NEP 与降水量主要呈正相关,相关系数在 0.25~1.0 之间,这些区域分布在呼伦湖、克鲁伦河和乌尔逊河周边草原地区以及流域东南部森林地区。呼伦湖流域植被 NEP 与辐射的相关性较弱,相关系数主要在-0.5~0.5 之间。

为了分析不同植被类型 NEP 对气候因子的响应差异,统计不同植被类型 NEP 与气候因子的偏相关系数频数(图 9)。由于草地像元数远多于其他 3 种植被类型,其频数分布曲线较平滑。如图 9 所示,农田 NEP 受温度影响最大,偏相关系数主要位于-0.25~-0.75 和 0.25~0.5 之间;其受降水量和辐射影响较小,偏相关系数主要分布在-0.4~0.25 之间。如图 9 所示,森林 NEP 与温度、降水量和辐射主要呈正相关,与各气候因子偏相关系数在 0.25~1.0 之间的像元数占比分别为 74.03%、67.86% 和 66.23%。如图 9 所示,草地 NEP 对气候因子响应表现出明显差异,与温度呈负相关(偏相关系数在-1.0~-0.25 之间)的像元数占草地像元总数的 75.80%;与降水量呈正相关关系,偏相关系数分布在 0.25~1.0 之间的像元数占草地像元总数的 58.91%;草地 NEP 与辐射相关性不明显,偏相关系数分布在大于 0.5 或小于 0.5 的像元数占比为 78.15%。如图 9 所示,湿地生态系统 NEP 对温度和降水量的响应不明显,其与温度和降水量呈正相关

和负相关的像元数占比相差不大,其与辐射主要呈正相关,偏相关系数分布在 0~0.5 之间的像元数占比相对较高。

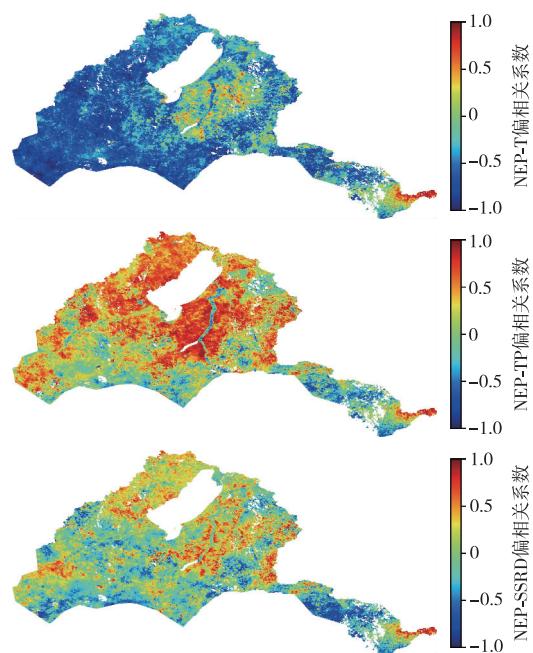


图 8 2013—2020 年呼伦湖流域 NEP 与温度 (T)、降水量 (TP) 和太阳入射辐射 (SSRD) 变化的偏相关系数

Fig. 8 PCC between NEP and T, TP, and SSRD in Hulun Lake Basin from 2013 to 2020

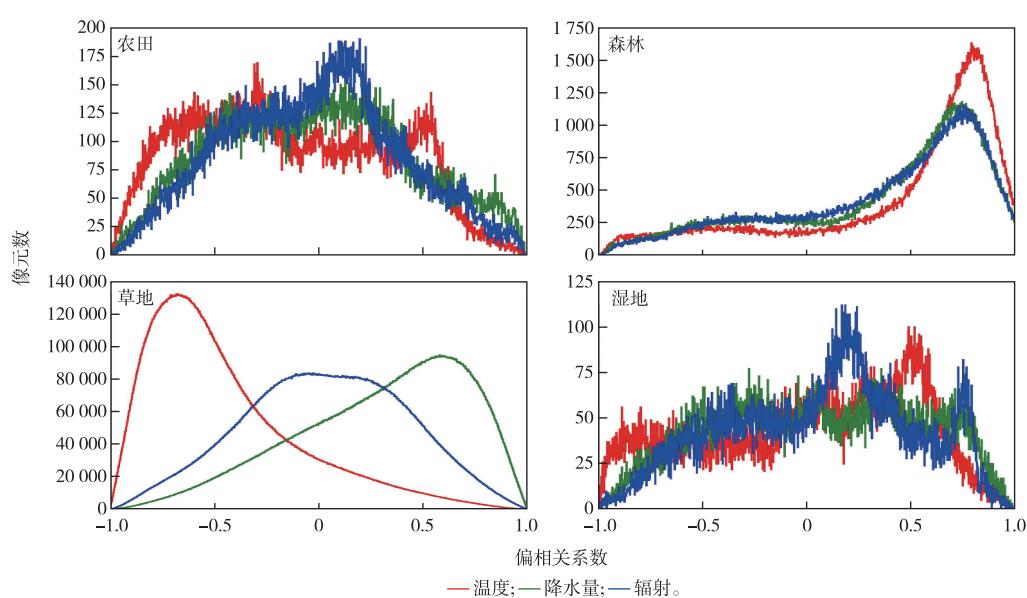


图 9 不同植被类型 NEP 对温度、降水量和辐射的响应频数分布

Fig. 9 Frequency by pixels of partial correlation coefficients between NEP of different vegetation types and climate factors (T, TP, and SSRD)

从呼伦湖流域植被 NEP 对温度、降水量和辐射 3 种气候因子的偏相关系数分布(图 10)来看,呼伦

湖流域植被生长主要受温度和降水量影响。呼伦湖四周和乌尔逊河两岸主要为受降水量影响区域,

而呼伦湖流域西南部、南部和阿尔山附近区域则主要为受温度影响区域。



图 10 影响呼伦湖流域植被生长的气候主导因子分布

Fig. 10 Climatic constraints to plant growth in Hulun Lake Basin from 2013 to 2020

### 3.5 NEP 估算模型精度

目前,已有研究中 NEP 估算模型的验证主要是基于植被地上生物量观测数据或研究区涡度相关通量观测数据<sup>[1-2,5,7]</sup>。由于缺乏碳通量实测值,该研究基于 MODIS NPP 产品对模型估算结果进行对比分析。如图 11 所示,2013—2020 年呼伦湖流域估算的 NPP 与 MODIS NPP 间呈显著正相关,且相关性较高,皮尔逊相关系数分布在 0.47~0.81 之间。如图 11 所示,2013—2020 年估算 NPP 与 MODIS NPP 之间均方根误差(RMSE)均小于 7  $\text{g} \cdot \text{m}^{-2} \cdot \text{月}^{-1}$ 。总体来看,该研究得到的估算 NPP 变化趋势与 MODIS NPP 具有较好一致性。

## 4 讨论与结论

### 4.1 讨论

#### 4.1.1 气候因子对不同植被类型 NEP 的影响

热量和水分是决定植被呈地带性分布的控制条件,不同植被类型对热量和水分变化的敏感性存在较大差异<sup>[2,18-19]</sup>。该研究结果表明森林生态系统 NEP 受温度、降水量和辐射 3 种气候因子共同影响,且 3 者影响程度无明显差异,均对森林植被生长有促进作用。农田生态系统 NEP 主要受温度变化控制,而草地生态系统受降水量和温度共同影响。该研究结果与以往相关研究结论<sup>[19-21]</sup>相似,均表明气温和降水量是植被生长主导因子,但其对不同植被类型的影响程度存在差异。然而大部分研究成果表明,存在对特定植被类型的影响程度高于其他气候因子的单个特定气候因子,笔者研究发现 2 种或 3 种气候因子呈耦合影响的结论与之存在差异。多种气候因子耦合影响可能是高纬度区域植被对气候因子的响应特征,较低的温度和较少的降水量导致植被未达到最佳光合功能。此外,呼伦湖对流

域内植被碳汇也具有不可忽视的作用。呼伦湖流域水热变化受流域中呼伦湖的影响和调控,区域植被生长所需的气温、降水与呼伦湖湖水蒸发关系密切。此外,相比于草地、森林等生态系统,笔者研究发现呼伦湖流域湿地生态系统 NEP 年际波动较小,表明研究区湿地生态系统对气候因子响应不明显,这可能与湿地生态系统水热补充有关。

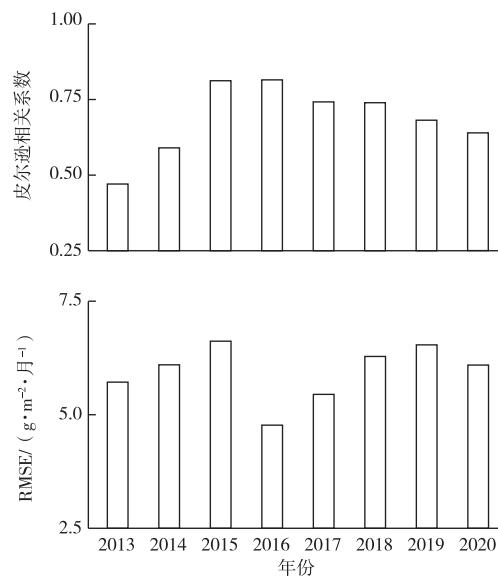


图 11 2013—2020 年呼伦湖流域估算 NPP 与 MODIS NPP 皮尔逊相关系数与均方根误差(RMSE)

Fig. 11 Pearson correlation coefficient and RMSE between estimated NPP and MODIS NPP in Hulun Lake Basin during 2013–2020

#### 4.1.2 NEP 模拟结果比较与不确定性分析

采用相同模型估算不同区域相同植被类型 NEP,其结果存在一定差异。如表 1 所示,笔者研究估算的 2013—2020 年呼伦湖流域植被 NEP 月均值为  $8.41 \sim 16.44 \text{ g} \cdot \text{m}^{-2} \cdot \text{月}^{-1}$ ,多年月均值为  $13.22 \text{ g} \cdot \text{m}^{-2} \cdot \text{月}^{-1}$ 。刘凤等<sup>[1]</sup>估算 2000—2015 年青藏高原多年 NEP 月均值为  $10.70 \text{ g} \cdot \text{m}^{-2} \cdot \text{月}^{-1}$ ,戴尔阜等<sup>[7]</sup>估算 2001—2012 年内蒙古草原生态系统 NEP 月均值在  $4.2 \sim 12.5 \text{ g} \cdot \text{m}^{-2} \cdot \text{月}^{-1}$  之间,与笔者研究区域相近的呼伦贝尔平原草原区多年 NEP 月均值为  $9.00 \text{ g} \cdot \text{m}^{-2} \cdot \text{月}^{-1}$ 。上述研究结果均低于笔者研究,这可能是研究区域植被类型、气候条件和估算时段的差异导致。青藏高原以常绿针叶林、落叶阔叶林、高寒灌丛、高寒草原和草甸以及高寒荒漠等植被类型为主,平均海拔 3 000 m 以上,冬季漫长寒冷<sup>[1]</sup>。因此,青藏高原特殊地理位置和气候条件可能导致植被光合条件严峻,植被固碳能力

小于呼伦湖流域。而戴尔阜等<sup>[7]</sup>研究中植被类型为草地,笔者研究的多种生态系统混合(包含森林等高固碳能力植被)与之存在差异,由此导致植被固碳较低。此外,笔者研究估算月份为 7—9 月,植被生长旺盛,这降低了其他植被生长状态低的月份对 NEP 月均值估算结果的影响,因此笔者研究结果高于其他研究。潘竟虎等<sup>[4]</sup>估算中国西北干旱区

植被碳汇多年 NEP 月均值为  $49.33 \text{ g} \cdot \text{m}^{-2} \cdot \text{月}^{-1}$ ,远高于其他研究,这可能是因为其研究区域包括大兴安岭等森林资源丰富区域,碳汇功能强于其他生态系统,因此多年 NEP 均值高于以草地生态系统为主的其他研究模拟结果。此外,空间分辨率差异可能也是 NEP 估算结果存在一定差异的原因。

表 1 笔者研究 NEP 模拟结果与其他研究模拟结果的比较

Table 1 Comparison of simulated NEP in this study with that in other paper

模型	多年 NEP 月均值/( $\text{g} \cdot \text{m}^{-2} \cdot \text{月}^{-1}$ )	研究区域	时间范围	分辨率/m	来源文献
改进 CASA 模型	10.70	青藏高原	2000—2015 年	250	[1]
改进 CASA 模型	4.2~12.5(其中呼伦贝尔平原草原区为 9.00)	内蒙古	2001—2012 年	250	[7]
改进 CASA 模型	49.33	中国西北干旱区	2001—2012 年	1 000	[4]
改进 CASA 模型	13.22	呼伦湖流域	2013—2020 年	30	笔者研究

笔者研究模型估算结果有效描述了呼伦湖流域植被碳汇时空格局,但仍存在一定不确定性,主要体现在 3 个方面:(1)使用的数据来自遥感观测和模型模拟。由于缺少实测数据,在利用 NDVI 数据估算植被吸收光合有效辐射(FPAR)时可能存在误差。用于计算实际光能利用率的气温、降水量和太阳入射辐射等数据来自 ECMWF 模型气候再分析结果,因此估算所用的实际光能利用率也存在模拟误差。(2)光能利用率模型假设呼伦湖流域各生态系统植被最大光能利用率均为固定值,且保持一致。然而,已有研究<sup>[22~25]</sup>发现研究区植被类型、空间位置和水分胁迫等因素均会影响最大光能利用率。因此,笔者研究中最大光能利用率的估算实际光能利用率的误差来源之一。(3)土壤呼吸受到多种因素影响,而笔者研究土壤呼吸模型对不同生态系统土壤类型、植被类型和土壤微生物均采用相同的模型参数,这可能影响土壤呼吸估算的准确性。

## 4.2 结论

基于 Landsat 8 遥感数据、ERA5 气候再分析数据和地表覆盖分类数据,通过光能利用率模型估算 2013—2020 年呼伦湖流域碳汇时空分布特征,并分析不同植被类型碳汇时空变化规律及气候影响因子。研究结论如下:

(1) 时间尺度上,2013—2020 年呼伦湖流域植被年均碳汇总体呈减少趋势,碳汇减少区域面积占比为 58.29%。空间尺度上,呼伦湖流域植被碳循环以碳汇为主。

(2) 不同植被类型表现为不同碳汇/源功能。农田和森林生态系统具有高固碳效率,呈高碳汇功能,草地具有较低固碳效率,呈低碳汇功能。

(3) 呼伦湖流域不同生态系统对气候因子响应不同。农田生态系统碳汇受温度影响最大;森林生态系统碳汇受温度、降水量和辐射共同影响,但 3 种气候因子影响程度相近;草地生态系统碳汇主要受温度和降水量共同影响;湿地生态系统碳汇对气候因子的响应不明显。

## 参考文献:

- [1] 刘凤,曾永年.2000—2015 年青海高原植被碳源/汇时空格局及变化[J].生态学报,2021,41(14):5792~5803. [ LIU Feng, ZENG Yong-nian. Analysis of the Spatio-temporal Variation of Vegetation Carbon Source/Sink in Qinghai Plateau from 2000—2015 [J]. Acta Ecologica Sinica, 2021, 41(14):5792~5803. ]
- [2] 穆少杰,李建龙,周伟,等.2001—2010 年内蒙古植被净初级生产力的时空格局及其与气候的关系[J].生态学报,2013,33(12):3752~3764. [ MU Shao-jie, LI Jian-long, ZHOU Wei, et al. Spatial-temporal Distribution of Net Primary Productivity and Its Relationship with Climate Factors in Inner Mongolia from 2001 to 2010 [J]. Acta Ecologica Sinica, 2013, 33(12):3752~3764. ]
- [3] ZHOU W, HUANG L, YANG H, et al. Interannual Variation in Grassland Net Ecosystem Productivity and Its Coupling Relation to Climatic Factors in China [J]. Environmental Geochemistry and Health, 2019, 41(3):1583~1597.
- [4] 潘竟虎,文岩.中国西北干旱区植被碳汇估算及其时空格局[J].生态学报,2015,35(23):7718~7728. [ PAN Jing-hu, WEN Yan. Estimation and Spatial-temporal Characteristics of Carbon Sink in the Arid Region of Northwest China [J]. Acta Ecologica Sinica, 2015, 35(23):7718~7728. ]
- [5] 许洁,陈惠玲,商沙沙,等.2000—2014 年青藏高原植被净初级生产力时空变化及对气候变化的响应[J].干旱区地理,2020,43(3):592~601. [ XU Jie, CHEN Hui-ling, SHANG Sha-sha, et al. Response of Net Primary Productivity of Tibetan Plateau Vegetation to Climate Change Based on CEVSA Model [J]. Arid Land Geography, 2020, 43(3):592~601. ]

- [6] 张继平,刘春兰,郝海广,等.基于 MODIS GPP/NPP 数据的三江源地区草地生态系统碳储量及碳汇量时空变化研究[J].生态环境学报,2015,24(1):8-13. [ZHANG Ji-ping, LIU Chun-lan, HAO Hai-guang, et al. Spatial-temporal Change of Carbon Storage and Carbon Sink of Grassland Ecosystem in the Three-river Headwaters Region Based on MODIS GPP/NPP Data [J]. *Ecology and Environmental Sciences*, 2015, 24(1):8-13.]
- [7] 戴尔阜,黄宇,吴卓,等.内蒙古草地生态系统碳源/汇时空格局及其与气候因子的关系[J].地理学报,2016,71(1):21-34. [DAI Er-fu, HUANG Yu, WU Zhuo, et al. Spatial-temporal Features of Carbon Source-sink and Its Relationship with Climate Factors in Inner Mongolia Grassland Ecosystem [J]. *Acta Geographica Sinica*, 2016, 71(1):21-34.]
- [8] 曹秉帅,徐德琳,窦华山,等.北方寒冷干旱地区内陆湖泊生态安全评价指标体系研究:以呼伦湖为例[J].生态学报,2021,41(8):2996-3006. [CAO Bing-shuai, XU De-lin, DOU Hua-shan, et al. Index System of Ecological Security of Inland Lakes in Cold Arid Region: A Case Study of Hulun Lake, China [J]. *Acta Ecologica Sinica*, 2021, 41(8):2996-3006.]
- [9] 曹秉帅,单楠,顾羊羊,等.呼伦湖流域生态安全评价及时空分布格局变化趋势研究[J].环境科学研究,2021,34(4):801-811. [CAO Bing-shuai, SHAN Nan, GU Yang-yang, et al. Evaluation of Ecological Security in Hulun Lake Watershed and Its Spatio-temporal Distribution Trend [J]. *Research of Environmental Sciences*, 2021, 34(4):801-811.]
- [10] PHAN T N, KUCH V, LEHNERT L W. Land Cover Classification Using Google Earth Engine and Random Forest Classifier: The Role of Image Composition [J]. *Remote Sensing*, 2020, 12(15):2411.
- [11] 张戈丽,徐兴良,周才平,等.近30年来呼伦贝尔地区草地植被变化对气候变化的响应[J].地理学报,2011,66(1):47-58. [ZHANG Ge-li, XU Xing-liang, ZHOU Cai-ping, et al. Responses of Vegetation Changes to Climatic Variations in Hulun Buir Grassland in Past 30 Years [J]. *Acta Geographica Sinica*, 2011, 66(1):47-58.]
- [12] GONG P, LIU H, ZHANG M N, et al. Stable Classification with Limited Sample: Transferring a 30-m Resolution Sample Set Collected in 2015 to Mapping 10-m Resolution Global Land Cover in 2017 [J]. *Science Bulletin*, 2019, 64(6):370-373.
- [13] 朱文泉,潘耀忠,龙中华,等.基于GIS和RS的区域陆地植被NPP估算:以中国内蒙古为例[J].遥感学报,2005,9(3):300-307. [ZHU Wen-quan, PAN Yao-zhong, LONG Zhong-hua, et al. Estimating Net Primary Productivity of Terrestrial Vegetation Based on GIS and RS: A Case Study in Inner Mongolia, China [J]. *Journal of Remote Sensing*, 2005, 9(3):300-307.]
- [14] 朱文泉,陈云浩,潘耀忠,等.基于GIS和RS的中国植被光利用率估算[J].武汉大学学报(信息科学版),2004,29(8):694-698,714. [ZHU Wen-quan, CHEN Yun-hao, PAN Yao-zhong, et al. Estimation of Light Utilization Efficiency of Vegetation in China Based on GIS and RS [J]. *Geomatics and Information Science of Wuhan University*, 2004, 29(8):694-698,714.]
- [15] 朱文泉,潘耀忠,何浩,等.中国典型植被最大光利用率模拟[J].科学通报,2006,51(6):700-706.
- [16] BOND-LAMBERTY B, WANG C K, GOWER S T. A Global Relationship between the Heterotrophic and Autotrophic Components of Soil Respiration? [J]. *Global Change Biology*, 2004, 10(10):1756-1766.
- [17] RAICH J W, POTTER C S, BHAGAWATI D. Interannual Variability in Global Soil Respiration, 1980-94 [J]. *Global Change Biology*, 2002, 8(8):800-812.
- [18] 龙慧灵,李晓兵,王宏,等.内蒙古草原区植被净初级生产力及其与气候的关系[J].生态学报,2010,30(5):1367-1378. [LONG Hui-ling, LI Xiao-bing, WANG Hong, et al. Net Primary Productivity (NPP) of Grassland Ecosystem and Its Relationship with Climate in Inner Mongolia [J]. *Acta Ecologica Sinica*, 2010, 30(5):1367-1378.]
- [19] 牛建明.内蒙古主要植被类型与气候因子关系的研究[J].应用生态学报,2000,11(1):48-53. [NIU Jian-ming. Relationship between Main Vegetation Types and Climatic Factors in Inner Mongolia [J]. *Chinese Journal of Applied Ecology*, 2000, 11(1):48-53.]
- [20] 李刚,周磊,王道龙,等.内蒙古草地NPP变化及其对气候的响应[J].生态环境,2008,17(5):1948-1955. [LI Gang, ZHOU Lei, WANG Dao-long, et al. Variation of Net Primary Productivity of Grassland and Its Response to Climate in Inner Mongolia [J]. *Ecology and Environment*, 2008, 17(5):1948-1955.]
- [21] 张学珍,戴君虎,葛全胜.1982—2006年中国东部春季植被变化的区域差异[J].地理学报,2012,67(1):53-61. [ZHANG Xue-zhen, DAI Jun-hu, GE Quan-sheng. Spatial Differences of Changes in Spring Vegetation Activities across Eastern China during 1982-2006 [J]. *Acta Geographica Sinica*, 2012, 67(1):53-61.]
- [22] 高德新,王帅,李琰,等.植被光能利用率:模型及其不确定性[J].生态学报,2021,41(14):5507-5516. [GAO De-xin, WANG Shuai, LI Yan, et al. Light Use Efficiency of Vegetation: Model and Uncertainty [J]. *Acta Ecologica Sinica*, 2021, 41(14):5507-5516.]
- [23] FEI X H, SONG Q H, ZHANG Y P, et al. Patterns and Controls of Light Use Efficiency in Four Contrasting Forest Ecosystems in Yunnan, Southwest China [J]. *Journal of Geophysical Research: Biogeosciences*, 2019, 124(2):293-311.
- [24] BALZAROLO M, VALDAMERI N, FU Y H, et al. Different Determinants of Radiation Use Efficiency in Cold and Temperate Forests [J]. *Global Ecology and Biogeography*, 2019, 28(11):1649-1667.
- [25] WANG H B, LI X, MA M G, et al. Improving Estimation of Gross Primary Production in Dryland Ecosystems by a Model-data Fusion Approach [J]. *Remote Sensing*, 2019, 11(3):225.

**作者简介:** 李朝晖(1995—),男,江西上饶人,硕士,主要研究方向为植被遥感、全球碳循环与气候变化。E-mail: lizhao2015@gmail.com

(责任编辑:王昌群)

DOI: 10.19741/j.issn.1673-4831.2021.0715

潘雨梦,肖辉杰,辛智鸣,等.乌兰布和沙漠东北缘稀疏灌丛能量平衡及蒸散特征[J].生态与农村环境学报,2022,38(11):1447–1455.

PAN Yu-meng, XIAO Hui-jie, XIN Zhi-ming, et al. Characteristics of Energy Balance and Evapotranspiration of Sparse Shrubs in the Northeastern Edge of Ulan Buh Desert [J]. Journal of Ecology and Rural Environment, 2022, 38(11): 1447–1455.

## 乌兰布和沙漠东北缘稀疏灌丛能量平衡及蒸散特征

潘雨梦<sup>1</sup>, 肖辉杰<sup>1①</sup>, 辛智鸣<sup>2</sup>, 贾肖肖<sup>1</sup> (1. 北京林业大学水土保持学院, 北京 100083; 2. 中国林业科学研究院沙漠林业实验中心, 内蒙古 碳口 015200)

**摘要:** 以乌兰布和沙漠东北边缘稀疏灌丛为研究对象, 基于 2019 年涡度相关系统观测得到的水热通量及气象观测数据, 研究生态系统能量平衡及蒸散的变化特征, 分析其能量闭合和分配情况。结果表明, 观测期间稀疏灌丛净辐射总量为  $2\ 758\ \text{MJ} \cdot \text{m}^{-2}$ , 净辐射日变化呈单峰型二次曲线, 季节变化特征明显, 各能量分量与净辐射呈类似变化, 各能量分量绝对值由大到小为净辐射通量>感热通量>土壤热通量>潜热通量。稀疏灌丛土壤热通量总和为正值, 表明土壤为热汇。湍流通量由感热通量主导, 感热通量约占净辐射的 62%, 潜热通量约占 4%, 土壤热通量约占 1%。研究区能量不闭合, 采用最小二乘法得到的 30 min 和日平均通量的能量闭合度分别为 64% 和 67%, 能量平衡比率范围为 0.54~0.73, 白天能量闭合度为 65%, 夜间能量闭合度为 20%。稀疏灌丛群落蒸散总量为 85.6 mm, 大于降水总量(79.6 mm), 日均蒸散强度为  $0.36\ \text{mm} \cdot \text{d}^{-1}$ , 蒸散量随植被生长在各个时期有明显变化, 月蒸散总量在 7 月达到峰值。

**关键词:** 乌兰布和沙漠; 涡度相关; 能量平衡; 蒸散; 能量闭合

**中图分类号:** P404; Q148    **文献标志码:** A    **文章编号:** 1673-4831(2022)11-1447-09

**Characteristics of Energy Balance and Evapotranspiration of Sparse Shrubs in the Northeastern Edge of Ulan Buh Desert.** PAN Yu-meng<sup>1</sup>, XIAO Hui-jie<sup>1①</sup>, XIN Zhi-ming<sup>2</sup>, JIA Xiao-xiao<sup>1</sup> (1. School of Soil and Water Conservation, Beijing Forestry University, Beijing 100083, China; 2. Experimental Center of Desert Forestry, Chinese Academy of Forestry, Dengkou 015200, China)

**Abstract:** Based on the 2019 eddy covariance observations and meteorological observation data, the characteristics of the variation in energy balance and evapotranspiration of the sparse shrub ecosystem in the northeastern edge of Ulan Buh Desert were studied, and its energy closure and distribution were analyzed. The total net radiation during the observation period was  $2\ 758\ \text{MJ} \cdot \text{m}^{-2}$ , and the diurnal variation of the net radiation showed a single-peak type quadratic curve with obvious seasonal variation characteristics. Each energy component showed changes similar to the net radiation, and the absolute value of each item showed the following order: net radiation > sensible heat flux > soil heat flux > latent heat flux. The sum of soil heat flux was positive, indicating that the soil is a heat sink. The turbulent flux was dominated by sensible heat, which accounted for 62% of net radiation, 4% of latent heat, and 1% of soil heat flux during the observation period. The energy balance closure in the study area was not achieved. The energy closures of the half-hour period and daily average flux calculated by the least square method were 64% and 67%, respectively. The energy balance ratio ranged from 0.54 to 0.73, and the energy closure was 65% during the day and 20% at night. The total evapotranspiration during the observation period was 85.6 mm, which was larger than the total amount of precipitation (79.6 mm). The daily average evapotranspiration intensity was  $0.36\ \text{mm} \cdot \text{d}^{-1}$ . The evapotranspiration changed significantly with the plant growth in different periods, and the monthly cumulative evapotranspiration reached the peak in July.

**Key words:** Ulan Buh Desert; eddy covariance; energy balance; evapotranspiration; energy closure

地表能量收支和分配作为陆面过程和陆-气相互作用研究的主要内容, 描述了地表与大气间的物质和能量交换过程, 可以有效表达地表光热资源的分配情况<sup>[1]</sup>。不同陆地生态系统地表能量收支和分配有所不同。沙漠地区拥有特殊地理环境、地表

收稿日期: 2021-11-22

基金项目: 国家重点研发计划(2019YFE0116500); 中央级公益性科研院所基本科研业务费专项(CAFYBB2020ZB007-2)

① 通信作者 E-mail: soilandwater2006@hotmail.com

反照率和大气热力结构, 区域内水分缺乏, 植被分布稀疏且不均匀, 生态环境脆弱, 因而在水分循环和能量流动方面有着独特规律, 对太阳辐射强迫的响应过程也与其他地区有很大不同<sup>[2]</sup>。沙漠蒸散作为干旱区荒漠生态系统水量和能量平衡的主要平衡项, 是连接其生态过程和水文过程的重要纽带<sup>[3]</sup>。探究沙漠地区水量和能量平衡特征是干旱区研究的重点内容, 诸多学者针对中国巴丹吉林沙漠<sup>[4]</sup>、塔克拉玛干沙漠<sup>[2,5]</sup>和古尔班通古特沙漠<sup>[6]</sup>等地区能量平衡及蒸散特征开展了大量研究, 如许兴斌等<sup>[7]</sup>指出巴丹吉林沙漠能量交换以感热通量为主, 陆-气温度差异是沙山感热通量变化的主要影响和控制因子; 李传金等<sup>[8]</sup>对古尔班通古特沙漠梭梭林研究发现蒸散强度随梭梭不同生长阶段具有明显变化, 最大值和最小值分别出现在 7 和 10 月, 但对乌兰布和沙漠能量平衡及蒸散特征的研究相对较少。

涡度相关(EC)方法能用于直接测定地表和大气之间的水、热和  $\text{CO}_2$  通量, 测量结果准确, 理论假设少, 并且可以实现长期连续定位观测, 从而被国内外认为是测定蒸散量的相对标准观测方法<sup>[9]</sup>。涡度相关技术在农田、森林和草地蒸散发测量方面应用十分广泛<sup>[10-12]</sup>, 近年来, 我国利用涡度通量塔对不同生态系统开展了大量能量通量特征、分配和闭合度方面研究<sup>[13-15]</sup>。这些研究结果均表明能量分配能影响物质交换过程, 其对水量交换的影响格外显著, 一方面通过增加感热通量促进水循环, 另一方面潜热通量将生态系统消耗的水分与驱动蒸散作用的能量联系在一起, 通过蒸散发耗能。此外, 不同地区能量闭合状况及分配特征差异明显。因此, 清楚地认识沙漠地区水汽和能量输送过程, 有助于进一步剖析不同陆域水热生态耦合过程, 这对改善荒漠生态脆弱环境十分重要。

以乌兰布和沙漠东北缘稀疏灌丛为研究对象, 基于涡度相关系统的实测数据和地面气象观测资料, 分析荒漠生态系统蒸散和能量平衡特征以及能量闭合情况, 初步探究该地区地表能量收支不平衡的原因, 旨在加深对近地层能量平衡过程的认识, 有助于理解荒漠生态系统蒸散规律和能量流动机制, 为评估区域水分与能量平衡状况提供理论依据。

## 1 材料与方法

### 1.1 研究地点概况

试验区位于中国林业科学研究院沙漠林业实验中心第二试验场的荒漠综合观测站, 属于乌兰布

和沙漠东北缘, 行政区划隶属内蒙古磴口县, 地理位置为  $40^{\circ}24' \text{ N}, 106^{\circ}43' \text{ E}$ , 海拔为 1 050 m。该区属温带大陆性干旱气候区, 多年平均气温为  $7.8^{\circ}\text{C}$ , 昼夜温差大, 日照充足, 多年平均降水量为 145 mm, 降水主要集中在 6—9 月, 约占全年降水的 70%~80%, 年蒸发量为 2 380 mm, 无霜期为 136 d, 地下水埋深为 7 m, 土壤类型为风沙土。试验区天然植被主要为以唐古特白刺 (*Nitraria tangutorum*) 为建群种的植物群落, 白刺种群以白刺沙包的形式存在, 伴生的优势植物为油蒿 (*Artemisia ordosica*)、籽蒿 (*Artemisia sphaerocephala*) 和沙米 (*Agriophyllum squarrosum*) 等, 植被平均高度为 0.37 m, 群落盖度为 10%~20%。

### 1.2 观测方法

采用 EC 系统和辅助气象要素梯度监测系统, 对水汽通量和气象要素进行同步测量。EC 系统安装在荒漠综合观测站中心, 安装高度为 2 m, 主要由闭路  $\text{CO}_2/\text{H}_2\text{O}$  分析仪、3D 超声波风速仪和数据记录器组成。该地区主要风向为西北风, 取风长度足以进行 EC 测量。4 块土壤热通量板安装在 0.1 m 深处。梯度监测系统包括土壤温度传感器、四分量辐射传感器、空气温度和湿度传感器。原始数据采样频率为 10 Hz, 并在 30 min 的时间间隔内取平均值。EC 系统所用仪器详细信息见表 1。所有传感器在使用前均进行校准, 并对其性能进行评估。该研究采用 2019 年 3 月 7 日至 11 月 4 日收集的通量数据。此外, 借助研究区内布设的气象站, 收集 2019 年 1 月至 10 月的气象因子日平均数据, 包括空气温度、空气相对湿度、土壤温度 (0.1 m) 和降水量。

### 1.3 数据处理

使用 LI-Cor 公司开发的 eddypro 软件对采样频率为 10 Hz 的原始湍流数据进行预处理。首先, 将涡度相关系统原始观测数据旋转 2 次, 计算 30 min 的水热通量均值, 对感热通量 ( $H$ ) 进行超声波虚拟温度校正, 对潜热通量 ( $LE, E_L$ ) 进行 WPL 校正<sup>[16]</sup>。在此基础上, 剔除异常值。通过野点剔除和数据校正, 得到的有效数据占总数据的 72%。对数据进行插补以获得连续的 30 min 水热通量数据, 便于分析水热通量随时间的动态变化特征。对剔除数据和缺失数据采用以下 2 种方法进行插值: (1) 对于缺失间隔小于 2 h 的数据采用线性插值方法进行插值; (2) 对于缺失间隔大于 2 h 的数据采用平均日变化法进行插值<sup>[17]</sup>。

表 1 主要仪器规格

Table 1 Summary of the main instruments

名称	型号和产地	观测要素	深度(高度)/m
闭路 $H_2O/CO_2$ 分析仪	EC155, Campbell Scientific Inc., 美国	二氧化碳和水汽浓度	2
三维超声风速仪	CSAT-3, Campbell Scientific Inc., 美国	三维风速和超声虚温	2
四分量辐射传感器	NR-LITE, Kipp & Zonen, 荷兰	地表辐射通量	2
温湿度传感器	HMP45C, Vaisala Inc., 芬兰	空气温度和相对湿度	2.0, 1.5
土壤热通量板	4xHFP01, Hukseflux, 荷兰	土壤热通量	-0.1
土壤温度传感器	CS616, Campbell Scientific Inc., 美国	土壤温度	0.02, 0.05, 0.1, 0.15 和 0.2
数据采集器	CR3000, Campbell Scientific Inc., 美国		

### 1.4 能量平衡及闭合分析

一般而言, 地表能量平衡计算公式可表示为

$$R_n - G = E_L + H. \quad (1)$$

式(1)中,  $R_n$  为净辐射通量,  $W \cdot m^{-2}$ ;  $G$  为土壤热通量,  $W \cdot m^{-2}$ ;  $H$  和  $E_L$  分别为感热通量和潜热通量,  $W \cdot m^{-2}$ 。

EC 系统测量到的地表能量平衡不闭合是一个尚未解决的普遍问题, 它表现为湍流通量 ( $H+LE$ ) 与有效能量 ( $R_n-G$ ) 之间的差异。评价能量闭合的常用方法有普通最小二乘法 (OLS)、能量平衡比率法 (EBR)、压轴回归法 (RMA) 和能量平衡残差法。该文采用 OLS 和 EBR 方法对乌兰布和沙漠东北缘稀疏灌丛的能量闭合状况进行评价。

EBR ( $R_{EB}$ ) 为涡度相关系统直接测量的湍流通量与有效能量的比值, 计算公式为

$$R_{EB} = \frac{\sum (E_L + H)}{\sum (R_n - G)}. \quad (2)$$

EBR 值为 1 时, 表示地表能量平衡完全闭合。虽然使用 30 min 的平均测量具有平滑随机误差和高频波动的优点, 但它也可能导致对白天向上通量和夜间向下通量的高估<sup>[18]</sup>。

OLS 法是根据最小二乘法原理计算湍流和有效能量的回归直线斜率 ( $S$ ) 和截距 ( $b$ ) 来分析能量平衡的闭合程度, 其中, 斜率可以反映瞬时能量的平衡。OLS 回归方程计算公式为

$$E_L + H = S(R_n - G) + b. \quad (3)$$

在理想条件下, 有效能量与湍流通量线性回归的斜率  $S$  为 1, 并通过原点。

### 1.5 蒸散量估算

根据文献[19], 地表每日蒸散量 ( $ET, T_E, mm \cdot d^{-1}$ ) 由 EC 系统测得的每日潜热能和水的汽化潜热换算得到, 计算公式为

$$T_E = \frac{E_L^*}{\lambda \rho_w}. \quad (4)$$

式(4)中,  $E_L^*$  为潜热能,  $MJ \cdot m^{-2} \cdot d^{-1}$ ;  $\lambda$  为水的汽

化潜热, 即  $2.45 \text{ kJ} \cdot \text{g}^{-1}$ ;  $\rho_w$  为水密度, 即  $1 \text{ g} \cdot \text{cm}^{-3}$ 。

## 2 结果与分析

### 2.1 气象条件变化

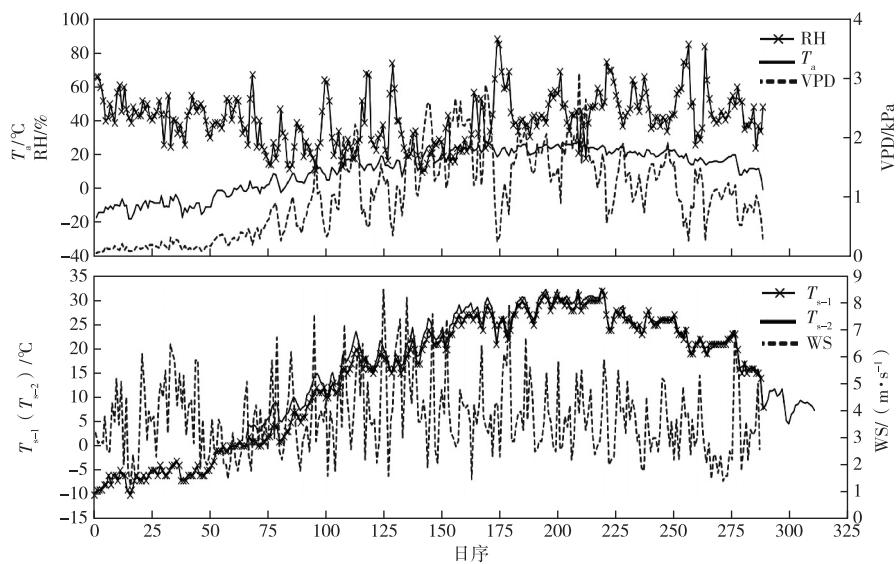
辅助气象要素梯度监测系统和常规气象站的观测资料表明, 各日气象要素的变化具有明显季节性(图 1)。气温 ( $T_a$ )、土壤温度 ( $T_s$ ) 和饱和蒸汽压差 (VPD) 呈单峰变化, 从 1 月开始逐渐升高, 7、8 月达到峰值, 且生长季大于非生长季。与上述气象变量不同, 相对湿度 (RH) 和风速 (WS) 呈锯齿状波动。在观测期间, 最大风速为  $8.5 \text{ m} \cdot \text{s}^{-1}$  (2019 年 5 月 15 日), 最小风速为  $1.2 \text{ m} \cdot \text{s}^{-1}$  (2019 年 2 月 16 日), 最大相对湿度为 88% (2019 年 6 月 22 日), 最小相对湿度为 10% (2019 年 5 月 21 日)。观测期平均温度、平均相对湿度和平均土壤温度 ( $T_{s-1}$ ) 分别为  $11.61 \text{ }^{\circ}\text{C}$ 、 $40.93\%$  和  $14.44 \text{ }^{\circ}\text{C}$ 。土壤通量板上方土壤温度 ( $T_{s-2}$ ) 高于距 EC 系统约 250 m 处的当地气象站观测数据 ( $T_{s-1}$ ), 这是由于仪器监测精度和布局差异造成的, 这与 YAN 等<sup>[20]</sup>的研究结果相似。

### 2.2 能量通量和能量分配的动态变化

#### 2.2.1 能量通量和能量分配的日变化

根据建群植物种唐古特白刺的物候期将观测时间划分为生长前期、生长期和生长后期 3 个时段。生长前期日序为 66~90, 共 25 d; 生长期日序为 91~273, 共 183 d; 生长后期日序为 274~308, 共 35 d。乌兰布和沙漠东北缘稀疏灌丛能量通量在 3 个不同时段的平均日变化见图 2。如图 2 所示, 尽管这 3 个时段能量组成和主要气象因子各不相同(表 2), 但各时段净辐射 ( $R_n$ )、土壤热通量 ( $G$ ) 和感热通量 ( $H$ ) 均呈早晚低、中午高的单峰型日动态。 $R_n$  峰值出现在 12:00—12:30, 在 3 个时段内无明显差异。生长前期、生长期和生长后期  $R_n$  日变化峰值分别为 379、474 和 296  $W \cdot m^{-2}$ , 平均值分别为 91.76、125.86 和 45.20  $W \cdot m^{-2}$ 。 $G$  达到峰值时间 (15:00—15:30) 滞后于  $R_n$ , 3 个时期峰值分别为

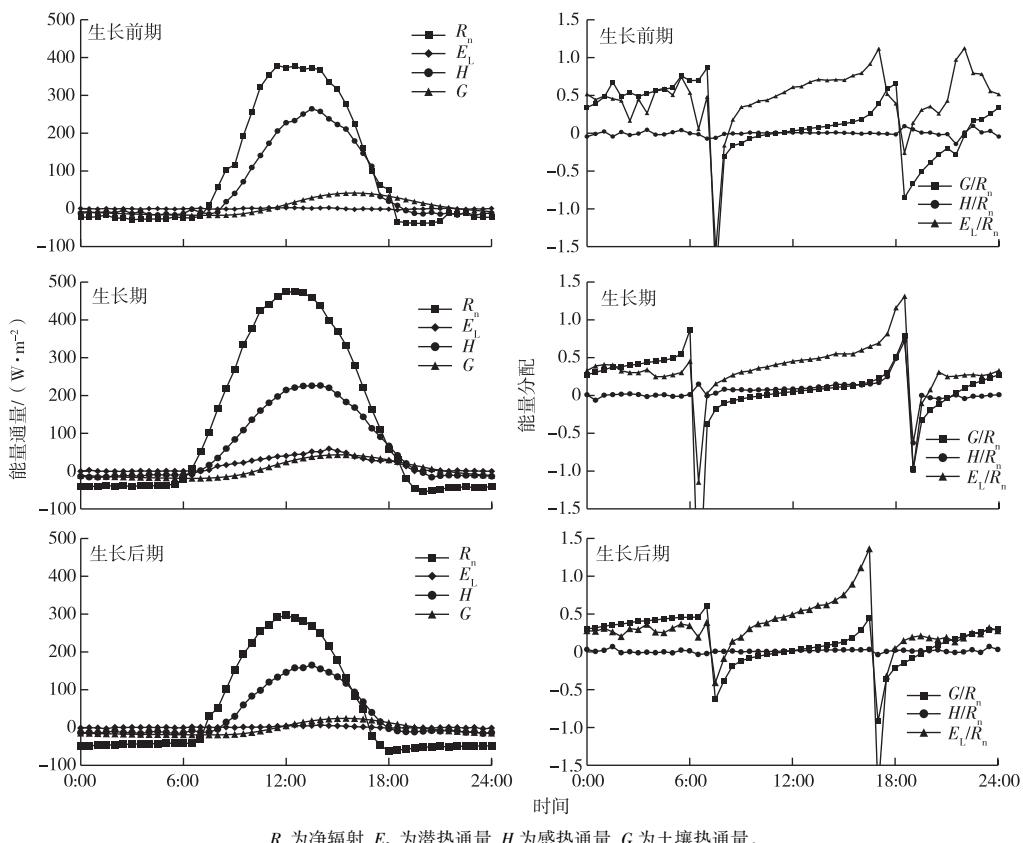
42.43 和 24  $\text{W} \cdot \text{m}^{-2}$ , 平均值为 4.47、4.59 和 -4.51  $\text{W} \cdot \text{m}^{-2}$ 。



RH 为相对湿度,  $T_a$  为气温, VPD 为饱和蒸汽压差, WS 为风速,  $T_{s-1}$  为距离 EC 系统约 250 m 处土壤温度,  $T_{s-2}$  为土壤通量板上方土壤温度(观测时段为 2019 年 3 月 7 日至 11 月 4 日)。

图 1 2019 年 1 月至 10 月气候条件日季节变化

Fig. 1 Seasonal variations in daily weather condition during January to October of 2019



$R_n$  为净辐射,  $E_L$  为潜热通量,  $H$  为感热通量,  $G$  为土壤热通量。

图 2 乌兰布和沙漠东北缘稀疏灌丛群落能量通量与能量分配日动态

Fig. 2 Diurnal variations of energy fluxes and energy partitioning of sparse shrub community on the northeastern edge of the Ulan Buh Desert

表2 不同时期日均能量成分和主要气象变量

Table 2 Daily average energy components and major meteorological variables for each of difference period

时段	$R_n/$ ( $W \cdot m^{-2}$ )	$E_L/$ ( $W \cdot m^{-2}$ )	$H/$ ( $W \cdot m^{-2}$ )	$G/$ ( $W \cdot m^{-2}$ )	$H/R_n$	$E_L/R_n$	$G/R_n$	$T_a/$ °C	$T_{s-1}/$ °C	$T_{s-2}/$ °C	WS/ ( $m \cdot s^{-1}$ )	VPD/ kPa	P/ mm
生长前期	91.76	0.36	58.14	4.47	0.6364	0.0039	0.0487	3.46	3.08	5.58	3.58	0.59	0.8
生长期	125.86	5.41	62.73	4.59	0.4984	0.0430	0.0365	19.97	22.88	21.92	3.85	1.42	75.3
生长后期	45.20	0.77	32.56	-4.51	0.7204	0.0100	-0.1000	—	—	10.82	—	—	3.5

$R_n$  为净辐射,  $E_L$  为潜热通量,  $H$  为感热通量,  $G$  为土壤热通量,  $T_a$  为气温,  $T_s$  为土壤温度,  $T_{s-1}$  为距离 EC 系统约 250 m 处土壤温度,  $T_{s-2}$  为土壤通量板上方土壤温度, WS 为风速, VPD 为饱和蒸汽压差, P 为降水量。

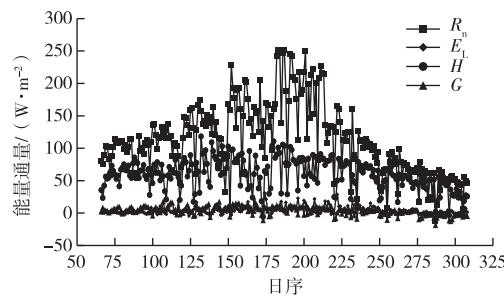
$H$  变化规律与  $R_n$  一致, 峰值分别为 265、226 和 165  $W \cdot m^{-2}$ , 而潜热通量 ( $E_L$ ) 值很小, 且在观测期内波动不大, 生长期、生长期和生长后期  $E_L$  峰值分别约为 3.1、19.3 和 6.6  $W \cdot m^{-2}$ , 这是由研究区干旱环境所致。能量平衡各分量正负值持续时间在不同时期有明显区别, 生长期正值持续时间大约为 12 h, 而生长后期则只有 9 h。

能量分配日动态(图 2)表明,  $H$  在能量消耗中占主导地位, 生长前、中、后期  $H$  占  $R_n$  的比例分别为 63%、50% 和 72%。 $E_L$  日平均值为 2.18  $W \cdot m^{-2}$ , 而  $H$  日平均值为 51.14  $W \cdot m^{-2}$ , 更多的能量转换成  $H$ 。白天和夜间能量分配不同, 除日出、日落前后能量分配表现为  $E_L/R_n > G/R_n$  外, 白天能量分配表现为  $H/R_n > G/R_n > E_L/R_n$ , 夜间为  $G/R_n > H/R_n > E_L/R_n$ , 土壤热通量占据主导地位。当太阳在白天加热地面时, 土壤热通量均为正值, 表现为向下传输, 即吸热状态。在夜间, 由于地表辐射冷却,  $G$  多为负值, 表明土壤为放热状态, 地表向大气传输热量, 地表是系统主要热量来源。 $H/R_n$  与  $G/R_n$  在白天呈逐渐递增趋势, 在夜间波动较大, 而  $E_L/R_n$  夜间变化较小, 日出和日落前后变化波动剧烈, 白天相对平稳, 白天整体高于夜间。

### 2.2.2 能量平衡各分量和能量分配的季节变化

能量通量季节变化特征见图 3。如图 3 所示, 全年日  $R_n$  近似呈单峰型变化, 受中小尺度天气变化的影响,  $R_n$  呈锯齿状波动, 特别是在雨季,  $R_n$  日间差异较大。日平均  $R_n$  在 -13(10 月 14 日) ~ 251  $W \cdot m^{-2}$ (7 月 5 日) 之间变化, 平均值为 113.5  $W \cdot m^{-2}$ 。 $H$  季节变化趋势与净辐射相似,  $H$  日平均波动范围为 -6.1(6 月 22 日) ~ 118.1  $W \cdot m^{-2}$ (5 月 12 日), 平均值为 59.49  $W \cdot m^{-2}$ , 在全年中占主导地位。 $E_L$  季节变化不大, 日平均波动范围为 7.02(10 月 5 日) ~ 53.21  $W \cdot m^{-2}$ (6 月 23 日), 平均值为 14.56  $W \cdot m^{-2}$ 。在生长期雨季  $H$  和  $E_L$  波动较大, 这与降水时间和  $R_n$  的波动一致。全年土壤热通量主要为能量汇 ( $G > 0 W \cdot m^{-2}$ )。虽然中午  $G$  可以达到 7

$W \cdot m^{-2}$ , 但瞬时  $G$  与  $R_n$  的比值小于 1%。在生长期非晴好天气, 如降水和云量较多的阴天,  $G$  日通量为负值, 其他大部分时间为正值, 而在生长后期大多为负值。全年能量分配以感热通量为主, 然而年内各分量也存在明显变化, 生长期能量分配为  $H/R_n > E_L/R_n > G/R_n$ , 其他时期为  $H/R_n > G/R_n > E_L/R_n$ 。



$R_n$  为净辐射,  $E_L$  为潜热通量,  $H$  为感热通量,  $G$  为土壤热通量。

图3 乌兰布和沙漠东北缘稀疏灌丛生态  
系统能量通量的季节动态

Fig. 3 Seasonal variation of energy daily fluxes in sparse shrub ecosystem on the northeastern edge of Ulan Buh Desert

### 2.3 能量闭合度

有效能量与湍流通量的线性回归分析结果(图 4)表明, 乌兰布和沙漠东北缘稀疏灌丛在观测期内 30 min 通量的能量闭合率为 64%, 日平均通量能量闭合度为 67%, 在国际同类观测范围之内(55% ~ 99%)<sup>[21]</sup>。在数据处理方面, 不同时间尺度和能量平衡评价方法得到的能量闭合结果(表 3)不同。在通常情况下, 所得线性回归直线的截距不能通过原点, 因此在分析过程中分别给出了未过原点的线性回归斜率  $S_1$ 、截距  $b$  和决定系数  $R_1^2$  以及强制通过原点的线性回归斜率  $S_2$  和决定系数  $R_2^2$ 。观测数据的统计分析结果表明, 生长期、生长期和生长后期 3 个时期湍流通量与有效能量有较好的相关关系, 生长期能量闭合程度高于其他时期。在 30 min 尺度上, 不同时期  $S_1$  变化范围为 0.48 ~ 0.66,  $S_2$  变化范围为 0.50 ~ 0.71, 截距变化范围为 10.01 ~ 24.06

$W \cdot m^{-2}$ , 表明通过强制过原点的线性拟合, 能量闭合度略有提高。根据 30 min 通量数据计算得到不同时期 EBR 范围为 0.54~0.73, EBR 年均值为

0.67, 即年平均能量闭合度为 67%, 且白天能量闭合度(65%)高于夜间(20%)。日尺度上, EBR 值为 0.77, 与 30 min 数据比, 能量闭合度提升 10%。

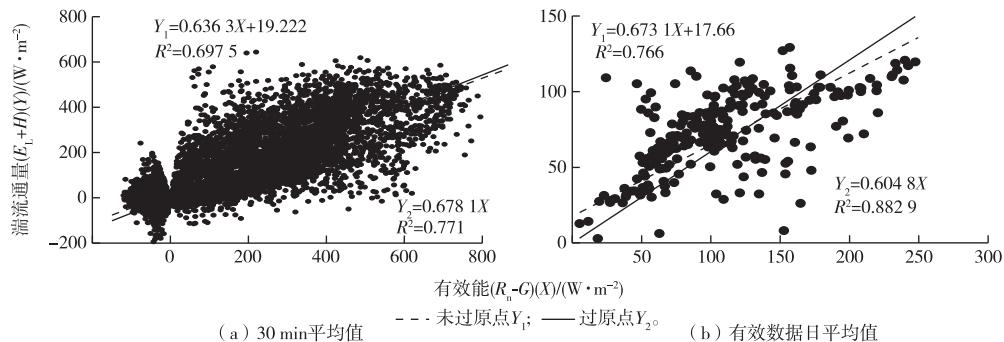


图 4 湍流通量( $H+E_L$ )与有效能量( $R_n-G$ )之间的关系

Fig. 4 The relationship between the turbulent fluxes( $H+E_L$ ) and available energy ( $R_n-G$ )

表 3 不同时间尺度乌兰布和沙漠东北缘稀疏灌丛生态系统能量闭合特征

Table 3 Energy closure characteristics of sparse shrub ecosystem in the northeastern edge of Ulan Buh Desert at different time scales

数据集(时间尺度)	样本数	$S_1$	$S_2$	$b$	$R_{12}$	$R_{22}$	EBR
生长前期(30 min)	1 199	0.57	0.60	11.35	0.71	0.76	0.60
生长期(30 min)	8 713	0.66	0.71	24.06	0.68	0.76	0.73
生长后期(30 min)	1 675	0.48	0.50	10.01	0.72	0.76	0.54
白天(30 min)	5 756	0.61	0.68	28.53	0.53	0.83	0.65
夜间(30 min)	5 831	0.40	0.36	8.93	0.58	0.55	0.20
全年(30 min)	11 587	0.64	0.67	19.22	0.70	0.77	0.67
全年(1 d)	244	0.67	0.61	17.66	0.77	0.88	0.77

$S_1$ 、 $b$  和  $R_{12}^2$  分别为未过原点的线性回归斜率、截距和决定系数,  $S_2$  和  $R_{22}^2$  分别为强制通过原点的线性回归斜率和决定系数, EBR 为能量平衡比率。

## 2.4 观测期内蒸散的动态变化特征

如图 5 所示, 乌兰布和沙漠东北缘稀疏灌丛群落蒸散发的季节变化趋势明显。在观测期内, 稀疏灌丛群落蒸散总量为 85.6 mm, 受中小尺度天气变化影响, ET 的季节变化存在锯齿状波动, 日平均蒸散量最大值为  $2.17 \text{ mm} \cdot \text{d}^{-1}$ , 出现在 6 月 23 日, 日

均蒸散强度为  $0.36 \text{ mm} \cdot \text{d}^{-1}$ 。蒸散量随植被生长在各个时期呈明显变化, 生长期前期蒸散量较低, 日平均蒸散强度为  $0.04 \text{ mm} \cdot \text{d}^{-1}$ ; 进入生长期后迅速增加, 日平均值为  $0.45 \text{ mm} \cdot \text{d}^{-1}$ ; 进入生长后期 ET 呈逐步下降趋势, 日平均值为  $0.08 \text{ mm} \cdot \text{d}^{-1}$ 。

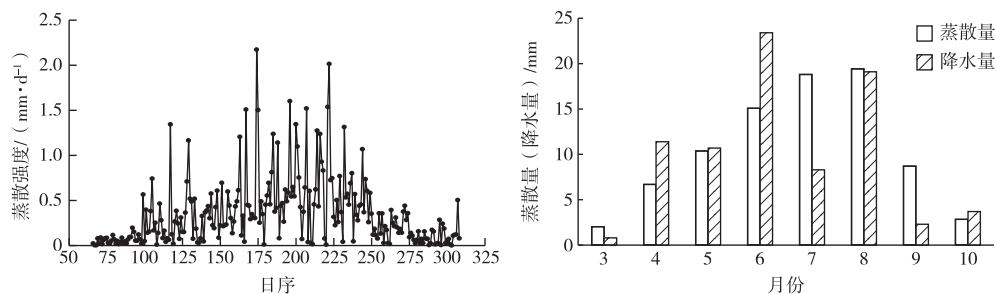


图 5 乌兰布和沙漠东北缘稀疏灌丛群落蒸散季节变化

Fig. 5 Seasonal variation of evapotranspiration of sparse shrub community in the northeastern edge of Ulan Buh Desert

如图 5 所示,3 月蒸散量和降水量均很小,为观测期内最低值,分别为 0.99 和 0.80 mm,蒸散量略高于同期降水量的原因是 3 月土壤解冻后,地被层草本植物开始生长,降水和冰雪融水是其主要水分来源;进入生长期后,随着灌丛的展叶和生长,月蒸散量逐渐增加,并在 7 月达到最大值,为 20.16 mm,而 7 月降水量不足 10 mm,蒸散量大于同期降水,水分亏损,植物根系通过吸收土壤储水来保持植被正常生长。8 月 ET 同 7 月基本持平,且降水量高于 7 月,但由于气温高,蒸散受到限制,9 和 10 月 ET 呈逐步下降趋势,月蒸散总量分别为 8.57 和 2.46 mm。生长期总蒸散量为 82.15 mm,占观测期内蒸散量的 96%。

### 3 讨论

#### 3.1 能量平衡特征

净辐射、感热通量和潜热通量是地表通量交换中的主要变量,其特征和变化趋势受到很多局地因素的影响。地表净辐射通量主要受到地理位置、海拔的影响,笔者研究观测期间净辐射总量为  $2758 \text{ MJ} \cdot \text{m}^{-2}$ ,高于内蒙古温带荒漠草原生态系统( $1673 \text{ MJ} \cdot \text{m}^{-2}$ )<sup>[22]</sup>、黄土塬区麦田( $2560 \text{ MJ} \cdot \text{m}^{-2}$ )<sup>[23]</sup>。感热交换取决于乱流热交换系数和空气温度梯度差,梯度差越大,地面越粗糙,地表热量交换越强,感热也就较大。笔者研究中 3 个时期感热通量均大于潜热通量,与内蒙古荒漠草原生长季<sup>[22]</sup>及塔克拉玛干沙漠腹地全年<sup>[2]</sup>的能量平衡特征类似。3 个时期  $H$  和  $G$  的变化趋势与  $R_n$  一致,均呈单峰型日变化,但两者的曲线不如  $R_n$  平滑,这可能是间接性湍流传输引起<sup>[24]</sup>。由于土壤热容远大于空气,土壤温度变化迟于空气温度变化,因此  $G$  到达峰值的时间滞后于  $R_n$ ,且时间滞后情况受到日出时间的影响。虽然  $G$  占净辐射的比例很小,但是土壤热通量具有白天吸收能量、夜间释放能量以及夏季储存能量、冬季释放能量的特点,对地表能量收支起到“能量缓存”的作用,因此研究乌兰布和沙漠稀疏灌丛能量平衡时,土壤热通量不能被忽略。

研究能量分配的季节变化可以用来判断下垫面的干湿状况<sup>[25]</sup>。笔者研究结果表明  $H$  为  $R_n$  的最大支出项,  $H/R_n$  为 0.62,而  $E_L/R_n$  在研究期间均很小,这是由于乌兰布和沙漠地区土壤含水量低,植被蒸腾作用弱,  $E_L$  小于  $H$ ,且土壤类型为沙土,有利于快速垂直排水,因此减轻了土壤水分对  $E_L$  的潜在影响。有研究表明,植被覆盖较好的生态系统(农田、森林和湿地草甸等)能量分配由潜热输送占据

主导,对于极端干旱的荒漠地区而言,水分条件是决定能量分配的关键因素,若生态系统水分充足,能量消耗则以潜热通量为主,反之则以感热通量为主<sup>[26-29]</sup>。荒漠生态系统能量分配的差异主要来源于水分条件、植被类型和气候特征<sup>[27]</sup>。

#### 3.2 能量闭合特征

能量平衡闭合统计量通常用于评估湍度相关系统的性能。笔者研究发现 30 min 通量的能量闭合率为 64%。EBR 在不同时间尺度的统计值显示能量不闭合度仍然较为显著,全年 30 min 和日平均通量 EBR 分别为 0.67 和 0.77,表明湍流通量被低估。在 FLUXNET 站点中,斜率范围为  $0.53 \sim 0.99$ ,平均值为 0.79,截距值范围为  $-32.9 \sim 36.9 \text{ W} \cdot \text{m}^{-2}$ ,平均值为  $3.7 \text{ W} \cdot \text{m}^{-2}$ ,包括草地、农田和森林生态系统<sup>[21]</sup>。在 ChinaFLUX 站点中,斜率变化范围为  $0.49 \sim 0.81$ ,平均值为 0.67,截距值范围为  $10.8 \sim 79.9 \text{ W} \cdot \text{m}^{-2}$ ,平均值为  $28.9 \text{ W} \cdot \text{m}^{-2}$ <sup>[30]</sup>。FLUXNET 站点观测的 EBR 在 0.34 到 1.69 之间,平均值为 0.84;ChinaFLUX 站点的 EBR 范围为  $0.58 \sim 1.00$ ,平均值为 0.83<sup>[21,30]</sup>。不同下垫面水热通量有所不同,地表能量闭合情况因不同下垫面特征不同而产生很大差异。荒漠和沙漠下垫面闭合率在  $63\% \sim 96\%$ <sup>[31]</sup>,理论上,地表能量的收入和支出应保持平衡,但实际上能量不闭合几乎是所有地表通量观测中存在的问题。除系统采样和仪器测量误差外,笔者研究中站点能量不闭合的原因主要有高频与低频湍流通量的低估、平流的影响、土壤热通量的损失和植被冠层储热等其他能量的忽略。

#### 3.3 蒸散特征

地表蒸散强弱受到气象因子和下垫面条件影响,当地区降水充沛、饱和蒸汽压差大时,潜热交换较强,蒸散强度大;若地表植被生长情况好,覆盖度高,则植物蒸腾作用越强,土壤和植被的总体蒸散相对也越大。乌兰布和沙漠东北缘稀疏灌丛群落在观测期内  $E_L$  值较小,蒸散量为 85.6 mm,高于降水量(79.6 mm),下垫面水分处于亏缺状态,研究区单次降水量均小于 10 mm,这种单次降水量不仅不能产生地表径流,也无法渗入深层土壤,只能短时间增加表层土壤水分和空气相对湿度。笔者发现生长期日蒸散强度大于生长前期和生长后期,这与李传金等<sup>[8]</sup>发现古尔班通古特沙漠南缘梭梭群落旺盛期日均蒸散强度大于萌发期的结论一致。蒸散发季节变化过程还受植被物候阶段的影响,研究区生长期蒸散值为 82.2 mm,非生长季蒸散量很小。笔者研究得出的 ET 值较 YUAN 等<sup>[32]</sup>得到的塔里

木河下游荒漠河岸胡杨林小,这是因为这2个地区植被生长状况和生态系统水分状况差异较大,2019年笔者研究期间降水量稀少,下垫面干旱,蒸散发量较小。影响蒸散发量的因子较多,且多因子间的相互作用机制尚有待进一步研究。

#### 4 结论

基于涡度相关技术,研究了乌兰布和沙漠东北缘稀疏灌丛的能量及蒸散特征,得出如下主要结论:

(1)净辐射日变化呈单峰型分布,最高值出现在12:30左右,生长前期和生长期净辐射高于生长后期;土壤热通量总体也呈单峰状分布,最大值出现时间比净辐射滞后2 h。感热通量日变化与净辐射相似,潜热通量值较小且变化不大。

(2)能量分配以感热通量为主,感热通量占净辐射的62%,潜热通量占4%,土壤热通量占1%,不同时期各分量也存在明显变化,生长期能量分配为 $H/R_n > E_L/R_n > G/R_n$ ,其他时期为 $H/R_n > G/R_n > E_L/R_n$ 。

(3)30 min通量的能量闭合度为64%,日平均通量的闭合度为67%。生长前期、生长期和生长后期能量闭合度分别为57%、66%和48%,白天能量闭合度(65%)高于夜间(20%),能量不闭合的原因有待进一步研究分析。

(4)研究区稀疏灌丛群落蒸散量为85.6 mm,日均蒸散强度为 $0.36 \text{ mm} \cdot \text{d}^{-1}$ 。季节蒸散总体呈生长季大于非生长季,且生长季内呈逐月增加至7月到达峰值后减小的变化特征。蒸散时空变化特征是不同耦合过程相互作用的结果,其影响机制及与气候变化之间的联系还需深入研究。

#### 参考文献:

- [1] 夏露,张强,岳平,等.陇中黄土高原陆面辐射分量年际变化及其对气候波动的响应[J].气象科学,2017,37(3):339-347.  
[XIA Lu, ZHANG Qiang, YUE Ping, et al. The Interannual Variation of Land Surface Radiation Components over Loess Plateau and Its Response to Climate Fluctuation[J]. Journal of the Meteorological Sciences, 2017, 37(3):339-347.]
- [2] 齐斐斐,买买提艾力·买买提依明,霍文,等.塔克拉玛干沙漠腹地地表辐射和能量平衡及小气候特征[J].干旱气象,2020,38(1):32-39.[QI Fei-fei, ALI Mamtimin, HUO Wen, et al. Characteristics of Surface Radiation and Energy Balance and Microclimate in the Hinterland of Taklimakan Desert[J]. Journal of Arid Meteorology, 2020, 38(1):32-39.]
- [3] 许迪,刘钰,杨大文.蒸散发尺度效应与时空尺度拓展[M].北京:科学出版社,2015:1-7.
- [4] 马宁,王乃昂,黄银洲,等.巴丹吉林沙漠腹地夏季不同天气条件下陆-湖面辐射收支与能量分配特征对比[J].自然资源学报,2015,30(5):796-809.[MA Ning, WANG Nai-ang, HUANG Yin-zhou, et al. Characteristics of Radiation Budget and Energy Partitioning on Land and Lake Surface under Different Summer Weather Conditions in the Hinterland of Badain Jaran Desert[J]. Journal of Natural Resources, 2015, 30(5):796-809.]
- [5] 曹寰琦,何清,金莉莉,等.塔克拉玛干沙漠北缘夏秋季地表能量平衡闭合特征[J].干旱区研究,2018,35(4):830-839.  
[CAO Huan-qi, HE Qing, JIN Li-li, et al. Surface Energy Balance Closure of Summer, Autumn and Winter in the Northern Margin of Taklimakan Desert [J]. Arid Zone Research, 2018, 35 (4): 830-839.]
- [6] 高佳程,王豫,阿吉古丽·沙依提,等.古尔班通古特沙漠地表辐射收支特征[J].中国沙漠,2021,41(1):47-58.  
[GAO Jia-cheng, WANG Yu, SAYIT Hajigul, et al. Characteristics of Surface Radiation Budget in Gurbantunggut Desert [J]. Journal of Desert Research, 2021, 41(1):47-58.]
- [7] 许兴斌,王乃昂,梁晓燕,等.巴丹吉林沙漠高大沙山近地层温湿廓线与能量交换特征[J].中国沙漠,2018,38(6):1303-1312.  
[XU Xing-bin, WANG Nai-ang, LIANG Xiao-yan, et al. Temperature, Humidity Profiles and Heat Balance in the Megadune Surface Layer of the Badain Jaran Desert[J]. Journal of Desert Research, 2018, 38(6):1303-1312.]
- [8] 李传金,胡顺军,郑博文.古尔班通古特沙漠南缘梭梭(*Haloxylon ammodendron*)群落能量平衡及蒸散特征[J].生态学报,2021,41(1):92-100.  
[LI Chuan-jin, HU Shun-jun, ZHENG Bo-wen. Energy Balance and Evapotranspiration Characteristics of *Haloxylon ammodendron* Community in the Southern Margin of the Gurbantunggut Desert [J]. Acta Ecologica Sinica, 2021, 41(1):92-100.]
- [9] 赵文智,吉喜斌,刘鹄.蒸散发观测研究进展及绿洲蒸散研究展望[J].干旱区研究,2011,28(3):463-470.  
[ZHAO Wen-zhi, JI Xi-bin, LIU Hu. Progresses in Evapotranspiration Research and Prospect in Desert Oasis Evapotranspiration Research [J]. Arid Zone Research, 2011, 28 (3):463-470.]
- [10] 贾志军,吴文心,赵海亮.三江平原大豆田蒸散量模拟[J].生态与农村环境学报,2014,30(1):50-56.  
[JIA Zhi-jun, WU Wen-xin, ZHAO Hai-liang. Modeling of Evapotranspiration of Soybean Field in the Sanjiang Plain[J]. Journal of Ecology and Rural Environment, 2014, 30(1):50-56.]
- [11] PAUL-LIMOGES E, WOLF S, SCHNEIDER F D, et al. Partitioning Evapotranspiration with Concurrent Eddy Covariance Measurements in a Mixed Forest[J]. Agricultural and Forest Meteorology, 2020, 280:107786.
- [12] PANG X X, LEI H M, CONG Z T, et al. Long Term Variation of Evapotranspiration and Water Balance Based on Upscaling Eddy Covariance Observations over the Temperate Semi-arid Grassland of China [J]. Agricultural and Forest Meteorology, 2021, 308/309:108566.
- [13] 吴方涛,曹生奎,曹广超,等.青海湖高寒藏嵩草湿草地生态系统 $\text{CO}_2$ 通量变化特征[J].生态与农村环境学报,2018,34(2):124-131.  
[WU Fang-tao, CAO Sheng-kui, CAO Guang-chao, et al. Variation of  $\text{CO}_2$  Flux of Alpine Wetland Ecosystem of

- Kobresia tibetica Wet Meadow in Lake Qinghai [J]. *Journal of Ecology and Rural Environment*, 2018, 34(2): 124–131.]
- [14] 李桐, 鄢春华, 王蓓, 等. 九寨沟针阔混交林能量平衡特征 [J]. *生态学报*, 2018, 38(22): 8098–8106. [ LI Tong, YAN Chun-hua, WANG Bei, *et al.* Characteristics of Energy Balance in a Mixed Forest in Jiuzhaigou Valley [J]. *Acta Ecologica Sinica*, 2018, 38(22): 8098–8106.]
- [15] 马小红, 冯起. 荒漠河岸胡杨林生态系统能量分配及蒸散发 [J]. *生态学报*, 2020, 40(23): 8683–8693. [ MA Xiao-hong, FENG Qi. Energy Partitioning and Evapotranspiration of *Populus euphratica* Forests in Desert Riparian Area [J]. *Acta Ecologica Sinica*, 2020, 40(23): 8683–8693.]
- [16] WEBB E K, PEARMAN G I, LEUNING R. Correction of Flux Measurements for Density Effects Due to Heat and Water Vapour Transfer [J]. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*, 1980, 106(447): 85–100.
- [17] FALGE E, BALDOCCHI D, OLSON R, *et al.* Gap Filling Strategies for Defensible Annual Sums of Net Ecosystem Exchange [J]. *Agricultural and Forest Meteorology*, 2001, 107(1): 43–69.
- [18] MAHRT L. Nocturnal Boundary-layer Regimes [J]. *Boundary-Layer Meteorology*, 1998, 88(2): 255–278.
- [19] ALLEN R, PEREIRA L, RAES D, *et al.* Crop Evapotranspiration: Guidelines for Computing Crop Water Requirements, FAO Irrigation and Drainage Paper 56 [M]. Washington DC, USA: FAO, 1998, 56: 24–44.
- [20] YAN C H, ZHAO W L, WANG Y, *et al.* Effects of Forest Evapotranspiration on Soil Water Budget and Energy Flux Partitioning in a Subalpine Valley of China [J]. *Agricultural and Forest Meteorology*, 2017, 246: 207–217.
- [21] WILSON K, GOLDSTEIN A, FALGE E, *et al.* Energy Balance Closure at FLUXNET Sites [J]. *Agricultural and Forest Meteorology*, 2002, 113(1/2/3/4): 223–243.
- [22] 阳伏林, 周广胜. 内蒙古温带荒漠草原能量平衡特征及其驱动因子 [J]. *生态学报*, 2010, 30(21): 5769–5780. [ YANG Fu-lin, ZHOU Guang-sheng. Characteristics and Driving Factors of Energy Budget over a Temperate Desert Steppe in Inner Mongolia [J]. *Acta Ecologica Sinica*, 2010, 30(21): 5769–5780.]
- [23] 苑旭, 朱元骏, 刘文兆, 等. 黄土塬区麦田能量平衡特征 [J]. 干旱地区农业研究, 2017, 35(2): 227–233, 262. [ YUAN Xu, ZHU Yuan-jun, LIU Wen-zhao, *et al.* Characteristics of Energy Balance in Winter Wheat Field on the Loess Tableland [J]. *Agricultural Research in the Arid Areas*, 2017, 35(2): 227–233, 262.]
- [24] ZHANG J H, DING Z H, HAN S J, *et al.* Turbulence Regime near the Forest Floor of a Mixed Broad Leaved/Korean Pine Forest in Changbai Mountains [J]. *Journal of Forestry Research*, 2002, 13(2): 119–122.
- [25] 原文文, 同小娟, 张劲松, 等. 黄河小浪底人工混交林生长季能量平衡特征 [J]. *生态学报*, 2015, 35(13): 4492–4499. [ YUAN Wen-wen, TONG Xiao-juan, ZHANG Jin-song, *et al.* Characteristics of Energy Balance of a Mixed Plantation in the Xiaolangdi Area in the Growing Season [J]. *Acta Ecologica Sinica*, 2015, 35(13): 4492–4499.]
- [26] 周甘霖, 李耀辉, 孙旭映, 等. 我国北方不同下垫面地表能量通量的变化特征 [J]. *干旱气象*, 2019, 37(4): 577–585. [ ZHOU Gan-lin, LI Yao-hui, SUN Xu-ying, *et al.* Characteristics of Surface Energy Fluxes over Different Types of Underlying Surfaces in North China [J]. *Journal of Arid Meteorology*, 2019, 37(4): 577–585.]
- [27] JIA X, ZHA T S, GONG J N, *et al.* Energy Partitioning over a Semi-arid Shrubland in Northern China [J]. *Hydrological Processes*, 2016, 30(6): 972–985.
- [28] WANG X W, HUO Z L, SHUKLAM K, *et al.* Energy Fluxes and Evapotranspiration over Irrigated Maize Field in an Arid Area with Shallow Groundwater [J]. *Agricultural Water Management*, 2020, 228: 105922.
- [29] 牛晓栋, 刘晓静, 刘世荣, 等. 亚热带–暖温带过渡区天然栎林的能量平衡特征 [J]. *生态学报*, 2018, 38(18): 6701–6711. [ NIU Xiao-dong, LIU Xiao-jing, LIU Shi-rong, *et al.* Energy Balance Characteristics of a Natural Oak Forest (*Quercus aliena*) at a Transitional Area from a Subtropical to Warm Temperate Climate, China [J]. *Acta Ecologica Sinica*, 2018, 38(18): 6701–6711.]
- [30] 李正泉, 于贵瑞, 温学发, 等. 中国通量观测网络(ChinaFLUX)能量平衡闭合状况的评价 [J]. *中国科学:D辑*, 2004, 34(增刊2): 46–56. [ LI Zheng-quan, YU Gui-run, WEN Xue-fa, *et al.* Energy Balance Closure at ChinaFLUX Sites [J]. *Science in China Ser. D (Earth Sciences)*, 2004, 34(Suppl. 2): 46–56.]
- [31] BEYRICH F, DE BRUIN H A R, MEIJNINGER W M L, *et al.* Results from One-year Continuous Operation of a Large Aperture Scintillometer over a Heterogeneous Land Surface [J]. *Boundary Layer Meteorology*, 2002, 105(1): 85–97.
- [32] YUAN G F, LIU Y, SHAO M G, *et al.* Evapotranspiration and Its Main Controlling Mechanism over the Desert Riparian Forests in the Lower Tarim River Basin [J]. *Science China Earth Sciences*, 2015, 58(6): 1032–1042.

**作者简介:** 潘雨梦(1998—), 女, 湖南衡阳人, 主要从事荒漠生态系统水热平衡研究。E-mail: yumengpan19@bjfu.edu.cn

(责任编辑: 王昌群)

DOI: 10.19741/j.issn.1673-4831.2022.0181

向姣,周天祥,郭桢杉,等.有蹄类动物对地震灾害体秋季微生境利用与选择特征[J].生态与农村环境学报,2022,38(11):1456–1463.

XIANG Jiao, ZHOU Tian-xiang, GUO Zhen-shan, et al. Selection and Utilization of Microhabitats by Ungulates on the Earthquake Damaged Sites in Autumn [J]. Journal of Ecology and Rural Environment, 2022, 38(11): 1456–1463.

## 有蹄类动物对地震灾害体秋季微生境利用与选择特征

向 姣<sup>1,2</sup>, 周天祥<sup>1,2</sup>, 郭桢杉<sup>1,2</sup>, 毛泽恩<sup>1,2</sup>, 黄金燕<sup>3</sup>, 张晋东<sup>1,2①</sup> (1. 西南野生动植物资源保护教育部重点实验室, 四川 南充 637009; 2. 西华师范大学生命科学学院, 四川 南充 637009; 3. 中国大熊猫保护研究中心/ 大熊猫国家公园珍稀动物保护生物学国家林业和草原局重点实验室, 四川 都江堰 611830)

**摘要:** 为探究地震等大型自然干扰发生后有蹄类动物对受损灾害体秋季微生境利用与选择特征,于汶川地震后第2~11年(2010—2019年)采用固定样方法对卧龙自然保护区内40个地震灾害体进行定期调查。实地测定海拔、坡度、坡向等10个相关环境因子,采用核密度分析方法对有蹄类动物微生境利用与选择特征及种间生态位重叠进行分析。结果表明:(1)对灾害体利用频率由高到低的有蹄类动物分别为中华斑羚(*Naemorhedus griseus*)、水鹿(*Rusa unicolor*)、中华鬣羚(*Capricornis milneedwardsii*)和毛冠鹿(*Elaphodus cephalophorus*)。其中,毛冠鹿对地震灾害体的利用率随植被恢复呈上升趋势,而中华鬣羚呈下降趋势。(2)中华斑羚偏好海拔2 400 m左右、木本种数多、植被盖度较大、土壤占比高的生境。中华鬣羚偏好海拔2 600 m、木本种数多、植被盖度较小、裸岩与碎石占比高的生境。毛冠鹿偏好海拔2 400~2 600 m、草本种数多、植被盖度较大、土壤占比高的生境。水鹿偏好海拔2 100 m左右、草本种数多、植被盖度较大、裸岩与碎石占比高的生境。(3)中华鬣羚和中华斑羚、毛冠鹿和中华斑羚两个物种对之间在灾害体微生境利用上表现出较高的相似性,而水鹿分别与中华鬣羚、毛冠鹿、中华斑羚的微生境变量重叠度较低,存在较大的生态位分化。通过有蹄类动物对地震灾害体秋季微生境选择特征的调查,可丰富有蹄类动物应对地震灾害的行为特征信息,为震后制定野生动物的有效保护政策以及受损灾害体的恢复措施提供参考。

**关键词:** 地震灾害体; 有蹄类动物; 微生境选择; 自然干扰; 卧龙自然保护区

**中图分类号:** Q958.1    **文献标志码:** A    **文章编号:** 1673-4831(2022)11-1456-08

**Selection and Utilization of Microhabitats by Ungulates on the Earthquake Damaged Sites in Autumn.** XIANG Jiao<sup>1,2</sup>, ZHOU Tian-xiang<sup>1,2</sup>, GUO Zhen-shan<sup>1,2</sup>, MAO Ze-en<sup>1,2</sup>, HUANG Jin-yan<sup>3</sup>, ZHANG Jin-dong<sup>1,2①</sup> (1. Key Laboratory of Southwest Wildlife Resources Protection, Ministry of Education, Nanchong 637009, China; 2. College of Life Science, China West Normal University, Nanchong 637009, China; 3. Conservation and Research Centre for the Giant Panda/ Key Laboratory of SFGA on Conservation Biology of Rare Animals in the Giant Panda National Park of China, Dujiangyan 611830, China)

**Abstract:** To explore the microhabitat selection and utilization characteristics of ungulates in areas experienced earthquake damages, a regular survey of 40 field sites affected by earthquake in Wolong Nature Reserve was conducted from the second year to the 11th year (2010–2019) after the Wenchuan Earthquake. 10 related environmental factors such as altitude, slope, and aspect on the spot were measured. Kernel density analysis was performed to analyze the characteristics of ungulates on microhabitat selection and utilization, and the overlap of niches among species was evaluated. The results show that: (1) The ungulates with high to low utilization frequency of the sites experienced earthquake damages are Chinese goral (*Naemorhedus griseus*), sambar (*Rusa unicolor*), Chinese serow (*Capricornis milneedwardsii*) and tufted deer (*Elaphodus cephalophorus*). The utilization rate of the earthquake-damaged sites by tufted deer increased with vegetation restoration, while the overall utilization rate by Chinese serow decreased. (2) Chinese goral prefers habitats with an altitude of a-

收稿日期: 2022-03-08

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(42071279, 31801991); 国家自然科学基金联合基金项目(U21A20193); 西南野生动植物资源保护教育部重点实验室开放基金(XNYB19-01); 西华师范大学青年教师科研资助项目(19D045); 西华师范大学科研创新团队基金(CXTD2018-9); 西华师范大学博士启动基金(20E056)

① 通信作者 E-mail: zhangjd224@163.com

about 2 400 m, large number of woody species, large vegetation coverage and high soil ratio. Chinese serow prefers habitats with altitude of 2 600 m, large number of woody species, small vegetation coverage, and high ratio of bare rock or gravel. The tufted deer prefers habitats with altitude of 2 400–2 600 m, large number of herb species, large vegetation coverage and high soil ratio. The sambar prefers habitats with altitude of 2 100 m, large number of herb species, large vegetation coverage, and high ratio of bare rock or gravel. (3) A high similarity in micro-habitat utilization of earthquake-damaged sites was found between Chinese serow and Chinese goral, and between Chinese goral and tufted deer. The overlap in micro-habitat variables between sambar and Chinese serow, sambar and tufted deer, sambar and Chinese goral is low, and there was a large niche differentiation. By investigating the microhabitat selection characteristics of ungulate species in sites experienced earthquake damages, the study may enrich information about behavioral characteristics of ungulate species in dealing with earthquake damages and support effective species conservation policies and restoration measures after earthquake damages.

**Key words:** earthquake damaged site; ungulate; microhabitat selection; natural disturbance; Wolong Nature Reserve

地震及其引发的山地崩塌、滑坡等次生灾害(以上灾害导致的受损区域统称为地震灾害体)不仅造成巨大的人员伤亡和经济损失,也致使野生动物生境受到破坏与隔离,严重威胁生物多样性<sup>[1]</sup>。但地震作为一种干扰事件,对森林多样性的增加也有积极作用。研究表明地震可通过改变土壤理化性质而对土壤发育产生重大影响<sup>[2]</sup>,进而影响灾害体的植物类型及植被恢复率<sup>[3]</sup>,间接影响野生动物的食物来源及隐蔽环境等。这表明地震对野生动植物可能起着两种相互矛盾的作用。

有蹄类动物对维持森林生态系统健康与稳定发挥着不可替代的生态作用<sup>[4]</sup>。一方面,它们作为大中型食肉动物的猎物,在其所处的食物链或食物网上起着关键作用,是物质循环和能量流动的重要环节<sup>[5]</sup>。同时,它们通过改变植物群落动态来影响受损生态系统的修复进程。有研究表明:在地震等自然灾害发生后,许多动物仍在利用地震灾害体,甚至与震前相比活动更频繁<sup>[6]</sup>。当生境质量、时间、空间发生变化时,有蹄类对某种特定生境的偏好选择会产生新的适应<sup>[7]</sup>。目前,国内外关于有蹄类生境选择的研究多集中于土地发育完全、植被生长状况良好的环境<sup>[8-9]</sup>,而对于遭受地震等自然灾害破坏后的生境选择与利用研究还很缺乏<sup>[10]</sup>。

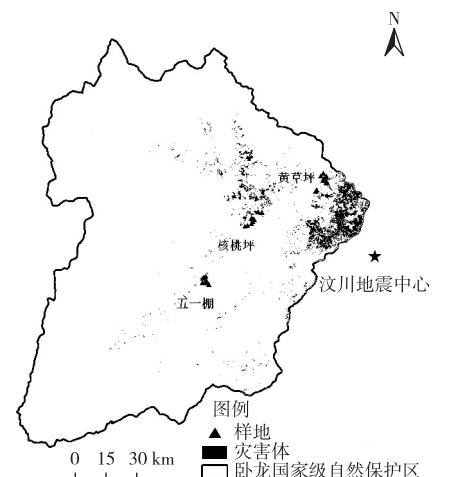
卧龙国家级自然保护区作为生物多样性保护的热点区域之一,区内动物资源丰富,分布着中华鬣羚(*Capricornis milneedwardsii*)、中华斑羚(*Naemorhedus griseus*)、羚牛(*Budorcas taxicolor*)、水鹿(*Rusa unicolor*)和毛冠鹿(*Elaphodus cephalophorus*)等珍稀野生有蹄类动物<sup>[11]</sup>。2008年汶川地震造成保护区出现大面积山体滑坡和崩塌,丰富的松散物质和不稳定的地表,使得引发泥石流的降雨阈值大幅降低<sup>[3]</sup>。加之,当地多暴雨的气候条件,致使滑坡、泥石流等自然灾害频繁发生,对整个山地生态系统产

生持续影响。研究地震后有蹄类动物对地震灾害体的选择利用特征,不仅可以探讨地震等自然干扰对有蹄类生境选择的影响,而且对进一步探讨灾后生态系统恢复过程中动物与植物之间的协同演化关系以及物种多样性保护也具有重要意义<sup>[12]</sup>。笔者于2010—2019年对卧龙国家级自然保护区中华鬣羚、中华斑羚、水鹿和毛冠鹿的地震灾害体微生境利用与选择特征进行研究,以期进一步丰富同域分布的有蹄类动物的生境选择特征研究,为灾后有蹄类保护与栖息地生境恢复积累基础数据。

## 1 研究方法

### 1.1 研究区域

卧龙国家级自然保护区( $30^{\circ}45' \sim 31^{\circ}25' N$ ,  $102^{\circ}52' \sim 103^{\circ}24' E$ )位于四川盆地西缘的邛崃山脉东南坡、阿坝藏族羌族自治州汶川县西南部,总面积约为 $2\,000\text{ km}^2$ ,海拔落差高达5 100 m(图1)。



灾害体为欧阳志云等<sup>[1]</sup>确定的地震破坏区域(由森林转化为裸地)。

图1 研究区域示意

Fig. 1 Location of the study area

卧龙自然保护区地形复杂,水系发达,植被垂直带谱明显。优越的自然条件孕育了丰富的动物资源,保存了不少古老孑遗物种和特有物种,如大熊猫(*Ailuropoda melanoleuca*)、小熊猫(*Ailurus fulgens*)、中华斑羚和中华鬣羚等<sup>[13]</sup>。

2008 年汶川地震造成卧龙自然保护区大熊猫生境破坏面积为 7 432.2 hm<sup>2</sup>,约占整个保护区大熊猫生境面积的 8.7%<sup>[14]</sup>,且自地震后滑坡、泥石流等次生灾害频发,保护区内约 40 km<sup>2</sup>森林植被受到破坏,严重威胁着野生动物的生存环境<sup>[15]</sup>。考虑到具有充足的野外工作基础,课题组选择在长期受到地震及其引发的次生灾害的干扰且野生动物分布相对密集的黄草坪、核桃坪和五一棚区域(分别简称 HCP、HTP 和 WYP,图 1)开展研究<sup>[16-17]</sup>。

## 1.2 数据采集与处理

汶川地震后,在五一棚、核桃坪和黄草坪区域内选择 40 个受损灾害体作为固定样地(表 1),这些受损样地是从 2008 年进行的初始实地调查中遇到的所有受损区域中随机选择的( $n=107$ )。在每个重点区域(共 14 条样带,总长 35 km)沿 100~200 m 宽的变长样带(500~4 000 m 长)进行采样。对沿着这些样带遇到的所有地震受损地点进行采样。如果有明显的山体滑坡或泥石流,将受损地点定义为灾害体,并排除任何仅受到轻微损坏的地点。样带的设置覆盖 3 个重点区域的大部分海拔范围、栖息地类型。通过清晰可见的矿质土壤或基岩以及因地震而倒下的树木来确定每个地点的边界。

2010—2019 年每年 10—11 月定期对样地进行调查,收集以下数据:(1)样地地形地貌调查数据,包括灾害体类型(滑坡、泥石流)、面积、坡向、坡度、坡位、海拔、裸岩及碎石占比、土壤占比等。(2)样地植被调查数据,包括样地内植物覆盖度、木本植物总盖度、草本植物总盖度、木本植物种类、草本植物种类。(3)样地动物活动情况调查数据,包括动物种类、活动痕迹类型、取食植物种类等。样地内出现的动物种类为根据现场的活动痕迹判断得出,活动痕迹包括粪便、足迹、食迹、实体和毛发。水鹿:在干湿适度地表上的蹄印紧靠,前部窄而略尖,后部相对较宽,两蹄印间高凸一条狭窄的泥土棱脊;粪粒主要有大、小圆形和长椭圆形两大类。毛冠鹿:粪便黑色,较细小,一端较平有凹痕,另一端尖,形状较为不规则。中华鬣羚:足蹄短钝结实;粪粒明显较鹿类大,每次排数为 10 粒,散堆状,岩脚常集大堆。中华斑羚:足印与家山羊近似,略似“肾形”,但偶蹄印相距较开,且内、外印多呈前后错位

排列;粪便具干性,多呈不规则颗粒叠堆,少数颗粒具针尾<sup>[18]</sup>。根据有蹄类动物的粪便、足迹及植物残留来判断该动物是否取食了该种植物。如果被食植物周围出现两种动物的粪便或足迹,即记为两种动物都取食该种植物。通过遗留的粪便、足迹等间接指标来研究相应物种的生境利用状况已有很多报道,证明其是一种较为可行的方法<sup>[19-20]</sup>。在一个具体样地中,某个目标物种记为“出现/不出现”的“1/0”数据。

表 1 样地的地理概况

Table 1 Geographical conditions of the sample sites

样地编号	样地面积/m <sup>2</sup>	海拔/m	坡度/(°)	坡向/(°)
HCP-01	299	2 390	66	289
HCP-02	342	2 420	65	350
HCP-03	495	2 480	40	270
HCP-04	975	2 645	50	268
HCP-05	750	2 680	45	290
HCP-06	1 750	2 660	55	302
HCP-07	7 700	2 520	60	30
HCP-08	440 000	2 680	64	324
HCP-09	280	2 410	43	348
HCP-10	4 000	2 390	55	348
HCP-11	140	2 410	45	200
HCP-12	2 500	2 420	40	318
HCP-13	2 100	2 220	35	250
HCP-14	7 000	2 380	60	258
HCP-15	900	2 420	50	226
HTP-01	2 700	2 440	60	316
HTP-02	750	2 620	45	252
HTP-03	135	2 535	50	244
HTP-04	600	2 405	60	180
HTP-05	9 600	2 040	55	300
HTP-06	300	2 120	50	268
HTP-07	25	1 960	45	338
HTP-08	4 200	2 400	65	360
HTP-09	300	2 070	50	310
HTP-10	3 000	2 115	45	310
WYP-01	1 200	2 450	55	324
WYP-02	1 800	2 440	55	95
WYP-03	24	2 490	45	90
WYP-04	3 575	2 460	60	230
WYP-05	125	2 614	57	316
WYP-06	1 050	2 600	40	97
WYP-07	900	2 565	50	90
WYP-08	132	2 515	35	116
WYP-09	90	2 510	45	110
WYP-10	440	2 510	45	327
WYP-11	375	2 525	10	348
WYP-12	195	2 570	25	100
WYP-13	25	2 620	35	108
WYP-14	720	2 640	50	116
WYP-15	540	2 560	50	115

收集了 2010—2019 年地震灾害体内动物活动

数据,其中,2013 年受强降雨天气影响,两个样地被损毁,一个继续记录,故 2010—2013 年样地数为 40,2013 年样地数为 38,2014—2019 样地数为 39。由于样地总数发生变化,为了对数据进行标准化处理,计算野生动物每一年分别对地震灾害体的利用率为(utilization rate, UR,  $R_u$ )以及 2010—2019 年每种动物对地震灾害体的利用频率(use frequency, UF,  $F_u$ ),计算公式为

$$R_u = A/S \times 100, \quad (1)$$

$$F_u = y/Y. \quad (2)$$

式(1)~(2)中,A 为动物出现的灾害体样地数;S 为总的灾害体样地数;y 为某种动物被记录到的年份数;Y 为总的年份数。

为了进一步掌握中华鬣羚、中华斑羚、水鹿、毛冠鹿对地震灾害体微生境的选择特征,综合 10 a 数据,选择海拔、坡度、坡向、植物种数、盖度、草本种数、木本种数、取食植物种数、土壤占比以及裸岩和碎石占比共 10 个相关环境因子,采用 GEANGE 等<sup>[21]</sup>提出的多元核密度估计方法衡量种间生态位重叠。该方法基于观测值生成平滑的核密度函数,并计算两个物种之间的重叠,将其作为概率分布的重叠区域,其值范围从 0(完全分离)到 1(完全重叠)。首先,针对每个变量计算每对有蹄类物种之间的生态位重叠,然后,通过将它们对应的变量取平均值来获得微生境利用的综合重叠。采用零模型置换测试来确定观察到的重叠是否明显小于随机预期。对于每次比较,将物种标记随机分组 1 000 次。采用 t 检验将模拟的核密度分布之间的重叠与观察到的重叠进行比较,差异显著表明发生了种间生态位分化,并且进行连续 Bonferroni 校正以最大

程度地减小来自多重比较的 I 型错误的可能性<sup>[22]</sup>。采用 GEANGE 等<sup>[21]</sup>提供的脚本利用 R 3.3.2 软件进行分析。

## 2 结果与分析

### 2.1 野生动物利用地震灾害体总体状况

2010—2019 年,共记录到除鸟类和两栖类以外的野生动物 16 种,隶属 6 目 13 科(附表 1)。对灾害体利用频率较高的动物是中华斑羚(1.0)、水鹿(1.0)、中华鬣羚(0.9)、豹猫(*Prionailurus bengalensis*)(0.8)和毛冠鹿(0.4)等(附表 1)。随着植被逐渐恢复,灾害体植被盖度总体上呈上升趋势,毛冠鹿对地震灾害体的利用率呈上升趋势,中华鬣羚呈下降趋势。中华斑羚和水鹿对灾害体的利用率一直保持着较高水平(图 2),而且它们对灾害体的利用频率也高于中华鬣羚和毛冠鹿(图 3)。

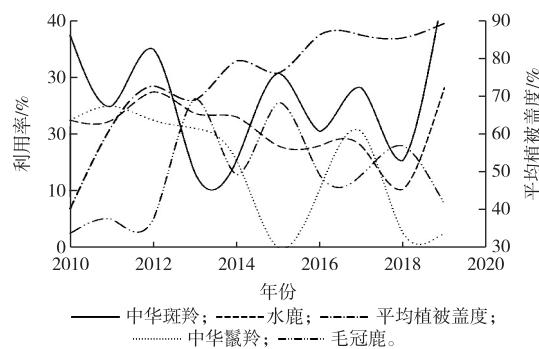


图 2 不同年份灾害体的植被盖度变化和 4 种有蹄类动物利用率趋势

Fig. 2 Coverage changes of vegetation on earthquake damaged sites and the trends of their utilization by four ungulate species in different years

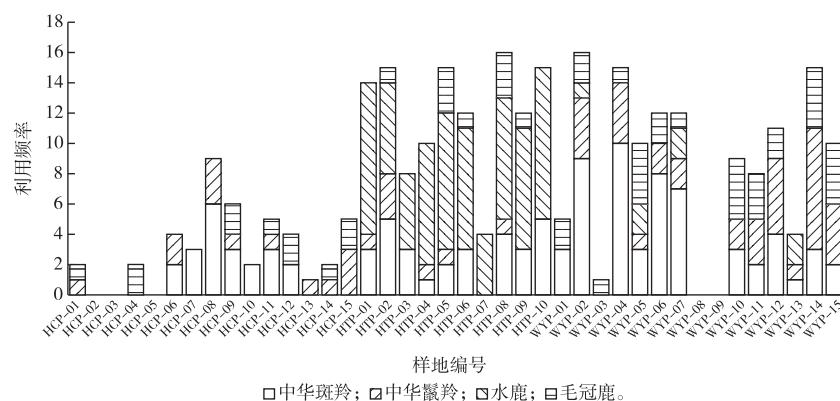


图 3 4 种有蹄类动物对地震灾害体的利用频率

Fig. 3 Use frequency of earthquake damaged sites by four ungulate species

## 2.2 有蹄类动物微生境利用

### 2.2.1 地形因子

中华鬣羚偏好利用海拔 2 600 m 左右的灾害体, 水鹿偏好利用海拔 2 100 m 左右的灾害体, 中华斑羚和毛冠鹿都偏好选择利用海拔为 2 400~2 600

m 的灾害体(图 4)。水鹿偏好利用坡度为 50°左右的灾害体, 中华鬣羚、中华斑羚、毛冠鹿偏好利用坡度为 40°~70° 的灾害体。水鹿偏好选择阳坡灾害体, 中华鬣羚、中华斑羚、毛冠鹿对坡向没有表现出偏好。

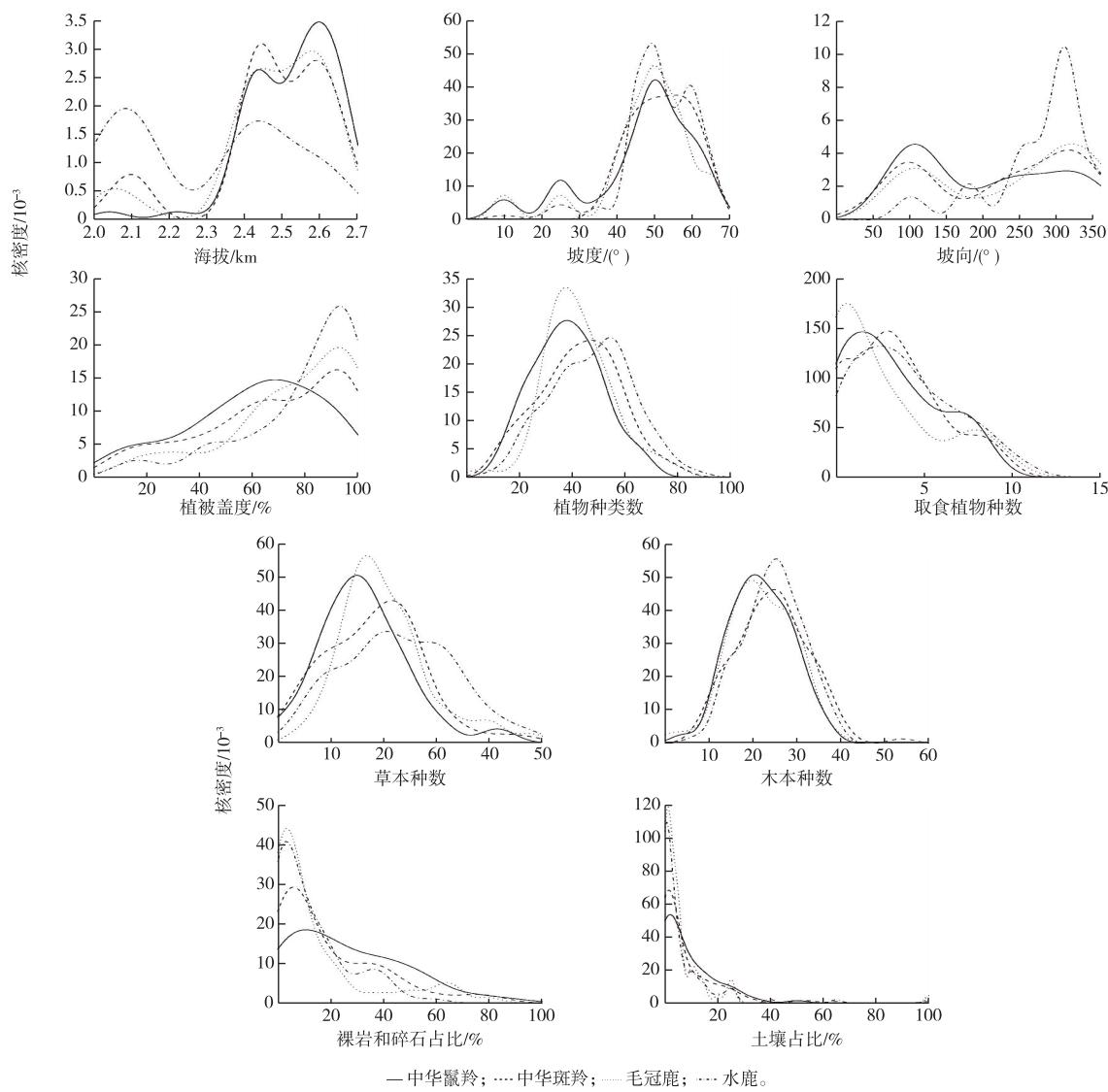


图 4 4 种有蹄类动物对地震灾害体微生境利用特征

Fig. 4 Characteristics of microhabitat utilization of four ungulate species in earthquake damaged sites

### 2.2.2 植被因子

毛冠鹿取食植物种数较少, 食性比较单一; 中华斑羚、水鹿、中华鬣羚取食植物种类较多, 食性广泛, 倾向于选择植物种数较多的灾害体(图 4)。毛冠鹿偏好选择植被盖度较高的灾害体, 水鹿更喜好选择草本种数较多的灾害体, 中华斑羚喜好选择木本种数较多的灾害体。

### 2.2.3 样方基质

水鹿和毛冠鹿偏好土壤占比高的灾害体, 回避

裸岩与碎石占比高的灾害体。中华鬣羚和中华斑羚偏好选择裸岩与碎石占比高的灾害体(图 4)。

### 2.2.4 有蹄类动物生态位重叠

中华鬣羚和中华斑羚、毛冠鹿和中华斑羚两个物种对之间包含 10 个微生境变量的空间生态位综合重叠, 在灾害体微生境利用上表现出较高的相似性。中华鬣羚和中华斑羚都偏好海拔较高、草本种数较多、植被盖度较大、裸岩与碎石占比高的生境(表 2)。中华斑羚和毛冠鹿都偏好选择海拔

2 400~2 600 m、坡度 40°~70°、植被盖度高的生境。水鹿分别与中华鬣羚、毛冠鹿、中华斑羚的微生境

变量重叠度较低, 存在较大的生态位分化。

表 2 4 种有蹄类物种微生境变量的生态位重叠

Table 2 Niche overlap in microhabitat variables of four ungulate species

微生境变量	中华鬣羚与毛冠鹿	中华鬣羚与水鹿	中华鬣羚与中华斑羚	毛冠鹿与水鹿	毛冠鹿与中华斑羚	水鹿与中华斑羚
海拔	0.891	0.531 *	0.872	0.609 *	0.928	0.609 *
坡向	0.825	0.589 *	0.875	0.691 *	0.913	0.682 *
坡度	0.891	0.795	0.861	0.816	0.877	0.863
取食植物种数	0.840	0.903	0.919	0.779 *	0.804 *	0.921
植物种数	0.858	0.736 *	0.843	0.761 *	0.827	0.879
植被盖度	0.755 *	0.664 *	0.858	0.884	0.873	0.795 *
草本种数	0.809	0.703 *	0.846	0.755 *	0.838	0.798
木本种数	0.964	0.844	0.869	0.851	0.879	0.917
裸岩和碎石占比	0.653 *	0.680 *	0.823	0.872	0.797	0.850
土壤占比	0.682	0.726	0.889	0.865	0.755	0.820
综合重叠	0.817 *	0.717 *	0.866	0.788 *	0.849	0.813 *

经 Bonferroni 零模型检验发现, 占据显著不同生态位的物种对用 \* 表示。

### 3 讨论

有蹄类对于生境的选择和利用, 受多种因素的影响<sup>[23]</sup>, 食物和遮蔽是最主要的两个影响因素<sup>[24]</sup>。笔者研究的野外长期监测结果表明, 自然条件下, 经过 4 a 的自然恢复, 地震灾害体上的植被覆盖率达到 70%<sup>[25]</sup>。地震灾害体上植物种数逐渐增加, 郁闭度和盖度大大提高, 为生性机敏的有蹄类动物提供了丰富的食物资源及躲避天敌的庇护所, 因此, 地震 2 a 后即有有蹄类动物选择并利用灾害体。随着灾害体植被盖度逐渐增加, 毛冠鹿对灾害体的利用率逐渐增加, 中华鬣羚对灾害体的利用率逐渐减少(图 2)。这也反映了有蹄类动物对生境的选择并不是由植被盖度这一单一因素决定的。虽然植被恢复会吸引有蹄类对灾害体的利用, 但动物本身的特性、灾害体生境本身的特性、食物的有效性、捕食和竞争等因素均会影响有蹄类对灾害体的选择与利用<sup>[7]</sup>。由于毛冠鹿偏好植被盖度较高的生境, 故植被盖度越高, 对毛冠鹿越有利; 而中华鬣羚偏好植被盖度低的生境, 植被盖度越高, 反而不利于其观察周围的捕食者。水鹿和中华斑羚对灾害体的利用率及利用频率高于毛冠鹿和中华鬣羚, 推测这是因为水鹿和中华斑羚对灾害发生后的环境适应能力强, 占据了较宽的生态位。同时, 水鹿和中华斑羚喜食灾害体上生长的一些早期演替优势植物, 如西藏悬钩子、大叶醉鱼草等, 还喜食演替中后期的红桦、卧龙柳的嫩尖。水鹿和中华斑羚喜爱在开阔平坦的地带活动, 有利于它们观察周围的情况, 而灾害的发生为它们提供了这类环境, 因此, 在地

震发生后它们的活动范围没有很大变化, 反而占据了优势。

重新选择并利用这些受损的栖息地, 是有蹄类动物响应自然干扰后异质环境的重要形式之一。笔者研究中, 4 种同域分布的有蹄类动物对 10 个微生境因子的选择表现出一定差异性。水鹿偏好选择植物种数高、植被盖度高的生境, 这符合其食物生态位宽的特性。阳坡气温较高, 可以减少能量损失, 水鹿对阳坡表现出选择偏好。毛冠鹿的食性相对单一, 偏好植被盖度大、坡度较缓的生境。值得注意的是, 毛冠鹿偏好利用海拔 2 400~2 600 m 的灾害体生境, 与刘梁等<sup>[26]</sup> 和程松林等<sup>[27]</sup> 对非灾害体生境的研究结果相比, 毛冠鹿偏好利用的海拔较高, 从物种繁殖、能量需求角度推测, 这可能与它们为了发情期(9—12 月)获取更多能量有关。中华斑羚偏好海拔 2 400 m 左右、木本种数较多、植被盖度较大的生境, 这反映了中华斑羚对隐蔽条件好及食物资源丰富生境的需求。中华鬣羚行动敏捷, 能在陡峭岩石上灵活行走、奔跑, 以陡峭的地形作为逃避和防御敌害的反捕食策略, 因此, 其偏好海拔更高、坡度较陡、岩石占比高、植被盖度小的生境。总体而言, 4 种有蹄类动物对灾害体海拔、坡度的选择差异不显著, 而对灾害体基质、植被因子的选择分化较大, 这也反映了食物是影响秋季有蹄类动物对生境选择的重要因子。

虽然这 4 种有蹄类在利用灾害体的一些微生境因子上具有不同偏好, 但总体上都表现出较高的生态位重叠。中华鬣羚和中华斑羚同属于牛科羊亚科, 亲缘关系接近, 生活习性相似, 因而它们对灾害

体的微生境选择重叠度较高。调查时间正值卧龙自然保护区的下秋季,栖息地中植物的可利用性和质量下降,导致有蹄类动物对能量摄取不足。为了维持生存,有蹄类动物调整微生境选择范围来适应环境,以获得最大利益而减小能量损耗<sup>[28]</sup>。例如,笔者研究发现中华斑羚在秋冬季节通过选择较低海拔生境来躲避低温,因而其与毛冠鹿所偏好的海拔范围出现重叠。

与非灾害体生境不同,地震及次生灾害的发生导致灾害体生境坡度、植被、基质产生变化。由于灾害体上植被自然恢复速度较快,且有蹄类动物具有较强的环境适应能力,因此,地震2 a后即有有蹄类动物选择并利用灾害体。与其他非灾害体生境选择的研究结果<sup>[26,29-30]</sup>相比,4种有蹄类动物利用的灾害体生境坡度较陡,这也表明环境因子的变化会促进有蹄类动物对异质环境的适应。在灾害体植被恢复过程中,地震灾害体上的植物为有蹄类动物提供了食物和隐蔽所,而有蹄类动物的利用活动(取食、践踏、排泄)会对灾害体上的植物产生影响,有蹄类动物与灾害体上的植物之间衍生出一种相互协同的进化关系,共同促进受损生态系统的修复。因此,未来在开展生态系统修复工作中,不仅要注重对灾害体上植物更新及有蹄类动物活动的长期监测,还要探究自然干扰后植被恢复过程中有蹄类动物和植物之间的耦合机制,以便更好地为有蹄类动物保护和受损生态系统修复提供科学依据。

**致谢:**感谢中国大熊猫保护研究中心周世强、刘巍、谢浩在该研究设计方案上提供的支持,感谢卧龙自然保护区当地向导杨文兵、杨洪在野外工作上的支持,感谢课题组成员侯金、罗欢对论文撰写提供的宝贵建议。

#### 参考文献:

- [1] 欧阳志云,徐卫华,王学志,等.汶川大地震对生态系统的影响[J].生态学报,2008,28(12):5801-5809.[ OUYANG Zhi-yun, XU Wei-hua, WANG Xue-zhi, et al. Impact Assessment of Wenchuan Earthquake on Ecosystems [J]. Acta Ecologica Sinica, 2008, 28 (12): 5801-5809.]
- [2] GEERTSEMA M, POJAR J J. Influence of Landslides on Biophysical Diversity: A Perspective from British Columbia[J]. Geomorphology, 2007, 89(1/2):55-69.
- [3] YANG W T, QI W W, ZHOU J X. Effects of Precipitation and Topography on Vegetation Recovery at Landslide Sites after the 2008 Wenchuan Earthquake [J]. Land Degradation & Development, 2018, 29(10):3355-3365.
- [4] HOBBINS T. Modification of Ecosystems by Ungulates [J]. The Journal of Wildlife Management, 1996, 60(4):695-713.
- [5] LI X Y, BUZZARD P, JIANG X L. Habitat Associations of Four Ungulates in Mountain Forests of Southwest China, Based on Camera Trapping and Dung Counts Data [J]. Population Ecology, 2014, 56(1):251-256.
- [6] 张晋东,徐卫华,欧阳志云,等.汶川地震后野生动物及栖息地的调查:以龙溪虹口和千佛山自然保护区为例[J].生态学报,2008,28(12):5842-5847.[ ZHANG Jin-dong, XU Wei-hua, OUYANG Zhi-yun, et al. Investigation of Wildlife and Its Habitats after Wenchuan Earthquake: The Case Study of Longxihongkou and Qianfoshan Nature Reserves [J]. Acta Ecologica Sinica, 2008, 28 (12): 5842-5847.]
- [7] 颜忠诚,陈永林.动物的生境选择[J].生态学杂志,1998,17(2):43-49.[ YAN Zhong-cheng, CHEN Yong-lin. Habitat Selection in Animals [J]. Chinese Journal of Ecology, 1998, 17 (2): 43-49.]
- [8] MAMO Y, ASEFA A, MENGESHA G. Habitat Use of Ungulates in Bale Mountains National Park, Ethiopia [J]. African Journal of Ecology, 2015, 53(4):512-520.
- [9] 陈俊达,丁彦珂,李宗智,等.贺兰山马麝春季生境选择[J].野生动物学报,2020,41(2):303-308.[ CHEN Jun-da, DING Yan-ke, LI Zong-zhi, et al. Habitat Selection of *Moschus chrysogaster* during Spring in the Helan Mountains, China [J]. Chinese Journal of Wildlife, 2020, 41 (2): 303-308.]
- [10] 李波,冉江洪,廖丽欢.动物对地震滑坡体生境利用的初步研究[C]//四川省动物学会第九次会员代表大会暨第十届学术研讨会论文集.[出版地不详]:[出版者不详],2011:73.[ LI Bo, RAN Jiang-hong, LIAO Li-huan. Preliminary Study on Habitat Utilization of Seismic Landslide by Animals [C] // Proceedings of the 9th Member Representative Congress and 10th Academic Symposium of Sichuan Zoological Society. [s. l.]: [s. n.], 2011: 73.]
- [11] 施小刚,胡强,李佳琦,等.利用红外相机调查四川卧龙国家级自然保护区鸟兽多样性[J].生物多样性,2017,25(10):1131-1136.[ SHI Xiao-gang, HU Qiang, LI Jia-qi, et al. Camera-trapping Surveys of the Mammal and Bird Diversity in Wolong National Nature Reserve, Sichuan Province [J]. Biodiversity Science, 2017, 25 (10): 1131-1136.]
- [12] 张曼,李波,王彬,等.地震滑坡生境小型兽类群落多样性及影响因子[J].应用与环境生物学报,2013,19(2):300-304.[ ZHANG Man, LI Bo, WANG Bin, et al. Small Mammal Community Diversity and Its Influencing Factors in Landslides Habitat after the Wenchuan Earthquake [J]. Chinese Journal of Applied and Environmental Biology, 2013, 19(2): 300-304.]
- [13] 张晋东,李玉杰,黄金燕,等.利用红外相机建立野生水鹿行为谱及PAE编码系统[J].兽类学报,2018,38(1):1-11.[ ZHANG Jin-dong, LI Yu-jie, HUANG Jin-yan, et al. Behavior Coding and Ethogram of the Sambar (*Rusa unicolor*) in Field Environment [J]. Acta Theriologica Sinica, 2018, 38(1): 1-11.]
- [14] 韩文.震后卧龙自然保护区大熊猫生境评价和恢复研究[D].北京:首都师范大学,2013.[ HAN Wen. Research on the Habitat Assessment and Restoration of Giant Panda in Wolong Nature Reserve after Earthquake [D]. Beijing: Capital Normal University, 2013.]
- [15] Sichuan Forestry Development of Science and Technology

- Industrial Company. Wolong Nature Reserve's Plan for Ecological Restoration of Vegetation after the Wenchuan Earthquake [ R ]. [ s. l. ] : [ s. n. ], 2010.
- [16] 张晋东. 人类与自然干扰对大熊猫影响的研究进展 [ J ]. 西华师范大学学报(自然科学版), 2017, 38 ( 3 ) : 227–233. [ ZHANG Jin-dong. The Research Progress of the Effects of Human and Natural Disturbance on Giant Panda (*Ailuropoda melanoleuca*) [ J ]. Journal of China West Normal University ( Natural Sciences ), 2017, 38 ( 3 ) : 227–233. ]
- [17] ZHANG J D, HULL V, XU W H, et al. Impact of the 2008 Wenchuan Earthquake on Biodiversity and Giant Panda Habitat in Wolong Nature Reserve, China [ J ]. Ecological Research, 2011, 26 ( 3 ) : 523–531.
- [18] 马世来, 马晓峰. 中国兽类踪迹指南 [ M ]. 北京: 中国林业出版社, 2001: 200–235. [ MA Shi-lai, MA Xiao-feng. A Guide to Mammal Tracking in China [ M ]. Beijing: China Forestry Publishing House, 2001: 200–235. ]
- [19] WEI F, FENG Z, WANG Z, et al. Habitat Use and Separation between the Giant Panda and the Red Panda [ J ]. Journal of Mammalogy, 2000, 81 ( 2 ) : 448–455.
- [20] 韩宗先, 魏辅文, 张泽钧, 等. 蜂桶寨自然保护区小熊猫对生境的选择 [ J ]. 兽类学报, 2004, 24 ( 3 ) : 185–192. [ HAN Zong-xian, WEI Fu-wen, ZHANG Ze-jun, et al. Habitat Selection by Red Pandas in Fengtongzhai Natural Reserve [ J ]. Acta Theriologica Sinica, 2004, 24 ( 3 ) : 185–192. ]
- [21] GEANGE S W, PLEDGER S, BURNS K C, et al. A Unified Analysis of Niche Overlap Incorporating Data of Different Types [ J ]. Methods in Ecology and Evolution, 2011, 2 ( 2 ) : 175–184.
- [22] WANG B, XU Y, PRICE M, et al. Niche Partitioning among Three Montane Ground-dwelling Pheasant Species along Multiple Ecological Dimensions [ J ]. Ibis, 2021, 163 ( 1 ) : 171–182.
- [23] 万雅琼, 李佳琦, 徐海根, 等. 贵州梵净山和赤水桫椤国家级自然保护区4种大中型兽类空间占域研究 [ J ]. 生态与农村环境学报, 2021, 37 ( 12 ) : 1609–1615. [ WAN Ya-qiong, LI Jia-qi, XU Hai-gen, et al. Study on the Spatial Occupancy Behavior of Four Kinds of Large and Medium-sized Mammals in the Fanjingshan and Chishui *Alsophila* National Nature Reserves, Guizhou, China [ J ]. Journal of Ecology and Rural Environment, 2021, 37 ( 12 ) : 1609–1615. ]
- [24] 龚旭, 付强, 王磊, 等. 四川鞍子河保护地水鹿和羚牛栖息地适宜性评价与重叠性分析 [ J ]. 生态学报, 2020, 40 ( 14 ) : 4842–4851. [ GONG Xu, FU Qiang, WANG Lei, et al. Habitat Suitability Assessment and Overlap Analysis of *Rusa unicolor* and *Budorcas taxicolor* in Anzihe Reserve, Sichuan Province [ J ]. Acta Ecologica Sinica, 2020, 40 ( 14 ) : 4842–4851. ]
- [25] ZHANG J D, HULL V, HUANG J Y, et al. Natural Recovery and Restoration in Giant Panda Habitat after the Wenchuan Earthquake [ J ]. Forest Ecology and Management, 2014, 319 : 1–9.
- [26] 刘梁, 胡锦矗. 四川蜂桶寨自然保护区毛冠鹿(指名亚种)的春季生境选择 [ J ]. 四川动物, 2008, 27 ( 1 ) : 135–137, 141. [ LIU Liang, HU Jin-chu. Habitat Selection by Tufted Deer (*Elaphodus cephalophorus cephalophorus*) in Spring in Fengtongzhai Nature Reserve, Sichuan Province [ J ]. Sichuan Journal of Zoology, 2008, 27 ( 1 ) : 135–137, 141. ]
- [27] 程松林, 林剑声. 江西武夷山的毛冠鹿 [ J ]. 动物学杂志, 2011, 46 ( 5 ) : 40.
- [28] 滕丽微, 王磊, 马建章, 等. 凉水国家级自然保护区狍冬季对微生境的选择 [ J ]. 东北林业大学学报, 2010, 38 ( 8 ) : 95–98. [ TENG Li-wei, WANG Lei, MA Jian-zhang, et al. Microhabitat Selection by *Capreolus capreolus* in Winter in Liangshui National Nature Reserve [ J ]. Journal of Northeast Forestry University, 2010, 38 ( 8 ) : 95–98. ]
- [29] 姚刚, 李艳红, 张晋东, 等. 卧龙国家级自然保护区水鹿种群密度及分布调查 [ J ]. 四川动物, 2017, 36 ( 5 ) : 588–592. [ YAO Gang, LI Yan-hong, ZHANG Jin-dong, et al. An Investigation on Population Density and Distribution of *Rusa unicolor* in Wolong National Nature Reserve [ J ]. Sichuan Journal of Zoology, 2017, 36 ( 5 ) : 588–592. ]
- [30] 范志强. 陕西大巴山区鬣羚与斑羚冬春季微生境的分离 [ D ]. 哈尔滨: 东北林业大学, 2009. [ FAN Zhi-qiang. Microhabitat Segregation by Serow and Goral during Winter and Spring in the Daba Mountains of Shaanxi [ D ]. Harbin: Northeast Forestry University, 2009. ]

**作者简介:** 向娇(1996—),女,四川巴中人,主要从事修复生态学研究。E-mail: 1339550467@qq.com

(责任编辑: 李祥敏)

## 附录

### 附录1 记录到的野生动物名录

#### Appendix 1 A list of recorded wildlife

[http://www.ere.ac.cn/attached/file/20220914/20220914164227\\_682.pdf](http://www.ere.ac.cn/attached/file/20220914/20220914164227_682.pdf)

DOI: 10.19741/j.issn.1673-4831.2022.0169

常智淋,王朝旭,张峰,等.生物炭及其碳骨架对微生物去除水中低浓度硝酸盐的影响[J].生态与农村环境学报,2022,38(11):1464–1472.

CHANG Zhi-lin, WANG Chao-xu, ZHANG Feng, et al. Effects of Biochar and Its Skeleton on the Removal of Low Concentration Nitrate in Water by Denitrifiers [J]. Journal of Ecology and Rural Environment, 2022, 38(11): 1464–1472.

# 生物炭及其碳骨架对微生物去除水中低浓度硝酸盐的影响

常智淋<sup>1</sup>, 王朝旭<sup>1,2①</sup>, 张 峰<sup>1,2</sup>, 李红艳<sup>1,2</sup>, 崔建国<sup>1,2</sup> (1. 太原理工大学环境科学与工程学院, 山西 晋中 030600; 2. 山西省市政工程研究生教育创新中心, 山西 晋中 030600)

**摘要:** 为探究生物炭及其碳骨架对反硝化过程及  $N_2O$  排放的影响, 以稻壳生物炭(BC)为例, 通过水洗法制备碳骨架(WBC)和浸提液(BCE), 并富集筛选厌氧反硝化细菌(DB), 然后分别在 BC、WBC 或 BCE 存在条件下, 开展 DB 去除模拟废水中低浓度硝酸盐(约  $10 \text{ mg} \cdot \text{L}^{-1}$ )的室内培养试验, 探究培养过程中模拟废水  $N_2O$  和  $N_2O+N_2$  排放速率、理化指标及硝酸盐还原酶和亚硝酸盐还原酶活性的动态变化。结果表明, 模拟废水  $N_2O$  排放完全通过微生物途径产生。DB 处理反硝化速率( $N_2O+N_2$  排放速率)峰值(以 N 计)在培养 48 h 时出现, 而 DB+BC 处理反硝化速率峰值在 36 h 时出现, DB+WBC 处理反硝化速率峰值甚至在 24 h 时出现, 且 DB+BC 和 DB+WBC 处理峰值(分别为 44 087.79 和 46 826.27  $\text{ng} \cdot \text{h}^{-1}$ )均明显高于 DB 处理( $38 097.45 \text{ ng} \cdot \text{h}^{-1}$ )。与 DB 处理相比, DB+BC 和 DB+WBC 处理  $N_2O+N_2$  累积排放量分别增加 30.17% 和 2.86%,  $N_2O$  累积排放量分别减少 83.04% 和 74.52%, 表明生物炭及其碳骨架均能提高反硝化速率, 并促进  $N_2O$  还原。与 DB+BC 处理相比, DB+WBC 处理  $N_2O+N_2$  累积排放量减少 20.98%, 表明碳骨架的反硝化促进作用不及生物炭, 但碳骨架的电导结构在反硝化过程中仍起主要作用。

**关键词:** 稻壳生物炭; 碳骨架; 硝酸盐; 反硝化作用;  $N_2O$  排放

中图分类号: X52 文献标志码: A 文章编号: 1673-4831(2022)11-1464-09

**Effects of Biochar and Its Skeleton on the Removal of Low Concentration Nitrate in Water by Denitrifiers.** CHANG Zhi-lin<sup>1</sup>, WANG Chao-xu<sup>1,2①</sup>, ZHANG Feng<sup>1,2</sup>, LI Hong-yan<sup>1,2</sup>, CUI Jian-guo<sup>1,2</sup> (1. College of Environmental Science and Engineering, Taiyuan University of Technology, Jinzhong 030600, China; 2. Innovation Center for Postgraduate Education in Municipal Engineering of Shanxi Province, Jinzhong 030600, China)

**Abstract:** The purpose of the study is to investigate the effects of rice husk-derived biochar and its skeleton on denitrification and  $N_2O$  emission. Based on the preparation of biochar skeleton (WBC) and the extract of biochar (BCE) by water-washing method and the enrichment and screening of an anaerobic denitrifier (DB), the microcosm incubation experiment was carried out to explore the removal efficiency of low concentration nitrate (about  $10 \text{ mg} \cdot \text{L}^{-1}$ ) in simulated wastewater by DB.  $N_2O$  and  $N_2O+N_2$  emission rates were determined, and the dynamic changes of the physicochemical properties and the nitrate reductase and nitrite reductase activities of the simulated wastewater during incubation were also investigated. Results show that  $N_2O$  emission from the simulated wastewater was entirely caused by microbial pathway. The peak of denitrification rate ( $N_2O+N_2$  emission rate, in terms of N) of the treatment DB appeared at 48 h, while that of the treatment DB+BC appeared at 36 h, and that of the treatment DB+WBC even appeared at 24 h. The maximum denitrification rates of DB+BC and DB+WBC (44 087.79 and 46 826.27  $\text{ng} \cdot \text{h}^{-1}$ , respectively) were significantly higher than that of DB ( $38 097.45 \text{ ng} \cdot \text{h}^{-1}$ ). Compared with DB, the cumulative  $N_2O+N_2$  emissions of DB+BC and DB+WBC increased by 30.17% and 2.86%, respectively, while the cumulative  $N_2O$  emissions decreased by 83.04% and 74.52%, respectively, indicating that both BC and WBC increased the denitrification rate and promoted  $N_2O$  reduction. Compared with DB+BC, the cumulative  $N_2O+N_2$  emission of DB+WBC decreased by 20.98%, indicating that the denitrification promotion effect of biochar skeleton was not as good as that of biochar, but its conductance structure still played an important role in denitrification.

**Key words:** rice husk-derived biochar; biochar skeleton; nitrate; denitrification;  $N_2O$  emission

收稿日期: 2022-03-07

基金项目: 山西省自然科学基金(201901D111066)

① 通信作者 E-mail: cxwang127@126.com

随着城市化进程的加快以及人民生活水平的提高,污水量不断增加,水体污染日益严重。日益突出的水环境问题,使得污水处理的排放标准越来越高。然而,目前普遍推行的 GB 18918—2002《城镇污水处理厂污染物排放标准》中的一级 A 标准规定,出水总氮(TN)质量浓度不高于  $15 \text{ mg} \cdot \text{L}^{-1}$ ,但其仍远高于 GB 3838—2002《地表水环境质量标准》中 V 类水质标准(TN 质量浓度不高于  $2.0 \text{ mg} \cdot \text{L}^{-1}$ )。因此,对于受纳水体来说,城镇污水处理厂尾水仍可能是潜在污染源<sup>[1]</sup>。 $\text{NO}_3^-$ -N 是城镇污水处理厂尾水中氮素的主要形式,其质量浓度约为  $10 \text{ mg} \cdot \text{L}^{-1}$ 。同时, $\text{NO}_3^-$ -N 的富集也是造成水体富营养化的主要原因之一,且  $\text{NO}_3^-$ -N 是反硝化作用的底物,易引起氧化亚氮( $\text{N}_2\text{O}$ )排放,而  $\text{N}_2\text{O}$  的全球增温潜势是  $\text{CO}_2$  的 298 倍<sup>[2]</sup>,对全球变暖有重要影响。因此,采取措施进一步降低污水处理厂尾水中  $\text{NO}_3^-$ -N 浓度,具有重大现实意义。

生物炭是一种含碳量丰富、孔隙多、比表面积大、结构稳定且难以被微生物降解的物质<sup>[3]</sup>,近年来引起广泛关注。生物炭具有电化学活性<sup>[4]</sup>,其电化学活性主要来源于两个部分:一是生物炭表面存在的氧化还原活性官能团(如醌、酚等结构)<sup>[5]</sup>;二是由  $\pi$  电子离域和类石墨片状结构引起的电导<sup>[6]</sup>。生物炭包含可溶和不可溶组分<sup>[7]</sup>。在自然界中,生物炭可溶组分会溶出,剩下的不可溶组分表面含氧官能团也会发生变化。研究表明,生物炭氧化还原活性官能团以溶解性有机碳(可溶组分)形式存在<sup>[8]</sup>,而电导结构存在于碳骨架(不可溶组分)中<sup>[9]</sup>。与生物炭氧化还原活性不同,生物炭电导结构能够直接将电子从电子供体传递到电子受体,而不需要暂时储存电子<sup>[5]</sup>,此电子传递过程并不发生化学反应,因此,其电子传递速度较快<sup>[10]</sup>。

反硝化过程表现为在缺氧条件下,作为电子受体的  $\text{NO}_3^-$  在硝酸盐还原酶(NAR)作用下被还原为  $\text{NO}_2^-$ ,然后,依次在亚硝酸盐还原酶(NIR)、一氧化氮还原酶以及氧化亚氮还原酶作用下,最终还原为  $\text{N}_2\text{O}$  和  $\text{N}_2$ 。因此,生物炭作为一种电化学活性物质,其在反硝化过程中必定起着重要作用,施用生物炭可能是减少  $\text{N}_2\text{O}$  排放的一种潜在方法<sup>[11]</sup>。CHEN 等<sup>[8]</sup>研究发现,低温( $300 \text{ }^\circ\text{C}$ )条件下制得的生物炭上酚类结构可以作为电子供体,促进反硝化过程中  $\text{N}_2\text{O}$  还原;高温( $800 \text{ }^\circ\text{C}$ )条件下制得的生物炭上醌类结构可以作为电子受体,抑制反硝化速率和  $\text{N}_2\text{O}$  排放;同时,高温条件下制得的生物炭上电

导结构也可以促进反硝化过程中  $\text{N}_2\text{O}$  还原。生物炭可以促进微生物之间的胞外电子传递,称之为直接种间电子传递<sup>[12]</sup>。LIU 等<sup>[13]</sup>研究发现,在以乙醇为电子供体、以富马酸盐为电子受体的培养基中,生物炭可以加速电子从金属还原地杆菌属(*Geobacter metallireducens*)向硫还原地杆菌属(*Geobacter sulfurreducens*)转移,从而促进细菌生长,此过程中生物炭的电导结构促进了微生物种间电子传递。类似地,CAYUELA 等<sup>[14]</sup>研究发现,生物炭的电导结构增加了反硝化微生物与生物炭表面离域  $\pi$ -电子体系之间相互作用的可能性,从而促进电子传递。

虽然生物炭对反硝化作用的电子传递过程有显著影响,但是生物炭中可溶组分(浸提液)与不可溶组分(碳骨架)对反硝化作用和  $\text{N}_2\text{O}$  排放的相对贡献如何,尚不清楚。因此,笔者以稻壳生物炭为例,首先通过水洗法制备碳骨架(不可溶组分)和浸提液(可溶组分),并富集筛选厌氧反硝化细菌,然后开展在生物炭、碳骨架或浸提液存在条件下,反硝化细菌去除模拟废水中低浓度(约  $10 \text{ mg} \cdot \text{L}^{-1}$ )硝酸盐的室内培养试验,探究稻壳生物炭、碳骨架和浸提液对反硝化过程及  $\text{N}_2\text{O}$  排放的影响,并揭示碳骨架(电导结构)在反硝化过程中的作用。

## 1 材料与方法

### 1.1 稻壳生物炭可溶和不可溶组分的分离与表征

供试生物炭为稻壳生物炭(BC),使用前过 1 mm 孔径筛。将生物炭和超纯水按质量(g)体积(mL)比 1:50 比例混合,振荡 24 h( $170 \text{ r} \cdot \text{min}^{-1}$ 、 $25 \text{ }^\circ\text{C}$ )后过 0.45  $\mu\text{m}$  孔径滤膜,收集滤液,冷冻条件( $-18 \text{ }^\circ\text{C}$ )下保存,此为生物炭可溶组分,称为浸提液(BCE)。收集滤膜上的生物炭,将其悬浮于超纯水中,振荡 6 h( $170 \text{ r} \cdot \text{min}^{-1}$ 、 $25 \text{ }^\circ\text{C}$ ),过滤,重复这一过程,直至滤液电导率(EC)小于  $50 \mu\text{S} \cdot \text{cm}^{-1}$ ,然后收集生物炭,烘至恒重( $60 \text{ }^\circ\text{C}$ ),此为生物炭不可溶组分,称为碳骨架(WBC)。BC、WBC 和 BCE 理化性质测定方法同文献[15],含氧官能团类型采用傅里叶变换红外光谱仪(SpectrumTwo,美国)测定。

### 1.2 反硝化细菌的培养和鉴定

#### 1.2.1 反硝化细菌的富集分离

以山西省太原市某污水处理厂 A<sup>2</sup>/O 工艺回流池的活性污泥为菌种来源。将 2 mL 活性污泥上清液接种至 200 mL 反硝化液体培养基[组成及质量浓度(g·L<sup>-1</sup>)]:柠檬酸钠 5.0,  $\text{KNO}_3$  2.0,  $\text{K}_2\text{HPO}_4$  1.0,  $\text{KH}_2\text{PO}_4$  1.0,  $\text{MgSO}_4$  0.2;微量元素溶液<sup>[16]</sup> 2 mL;pH 7.0~7.5]进行富集培养( $170 \text{ r} \cdot \text{min}^{-1}$ 、

30 °C)。3 d 后以体积分数  $\varphi=1\%$  的接种量将培养基上清液接种至新鲜的反硝化液体培养基中, 重复富集3次。富集后采用平板涂布法分离并初筛厌氧反硝化细菌<sup>[17]</sup>。所有培养基在配制过程中, 首先通入高纯氮气( $\varphi=99.999\%$ )驱氧30 min, 同时向培养基中加入还原剂L-半胱氨酸(0.5 g·L<sup>-1</sup>), 利用其还原性去除氧, 使培养基处于无氧状态, 然后灭菌20 min 备用(121 °C)<sup>[18]</sup>。

### 1.2.2 细菌反硝化能力鉴定

从溴百里酚蓝初筛培养基表面挑取呈蓝色的单菌落<sup>[17]</sup>, 接种至150 mL 模拟废水[组成及质量浓度(g·L<sup>-1</sup>): 柠檬酸钠0.18, KNO<sub>3</sub> 0.07 (NO<sub>3</sub><sup>-</sup>-N质量浓度为10 mg·L<sup>-1</sup>), 其余同反硝化液体培养基], 连续培养72 h(170 r·min<sup>-1</sup>、30 °C), 分别于培养0、4、8、12、24、36、48、60 和72 h时采样, 测定其NO<sub>3</sub><sup>-</sup>-N、NO<sub>2</sub><sup>-</sup>-N、NH<sub>4</sub><sup>+</sup>-N 和TN浓度。选取NO<sub>3</sub><sup>-</sup>-N和TN浓度明显降低的菌落作为后续试验所用厌氧反硝化细菌(DB)。将该菌落接种至反硝化液体培养基培养72 h(170 r·min<sup>-1</sup>、30 °C)后, 4 °C条件下保存备用。

### 1.2.3 细菌分子生物学鉴定

将含有DB的反硝化液体培养基离心(转速为10 000 r·min<sup>-1</sup>, 离心半径为9.83 cm, 5 min)收集菌体后, 用干冰包装送至生工生物工程(上海)股份有限公司, 进行微生物16S扩增子高通量测序。利用引物341F: CCTACGGGNGGCWGCAG 和805R: GACTACHVGGGTATCTAATCC对细菌16S的V3~V4区进行扩增, PCR扩增中高保真反应体系选用Yeasen的2×Hieff® Robust PCR Master Mix。PCR产物采用 Illumina MiSeq™/Hiseq™测序系统上机分析, 在97%置信度下将样品所有16S rRNA基因序列进行分类, 获得门水平下的分类。另外, 采用PICRUSt软件将所筛选菌落的16S rRNA基因序列与代谢功能已知的微生物参考基因组KEGG功能谱数据库进行对比, 预测菌落的代谢功能。

### 1.3 室内培养试验

通过利用反硝化细菌去除模拟废水中低浓度硝酸盐的室内培养试验, 探究稻壳生物炭、碳骨架和浸提液对反硝化过程及N<sub>2</sub>O排放的影响, 揭示碳骨架(电导结构)在反硝化过程中的作用。试验采用随机区组设计, 共设5个处理:(1)模拟废水+生物炭(BC); (2)模拟废水+种子液(DB); (3)模拟废水+种子液+生物炭(DB+BC); (4)模拟废水+种子液+碳骨架(DB+WBC); (5)模拟废水+种子液+浸提液(DB+BCE)。

移取5 mL预先保存的含所筛选菌落DB的反硝化液体培养基接种于1 L LB液体培养基<sup>[19]</sup>中, 培养至吸光度D<sub>600</sub>=1.0(170 r·min<sup>-1</sup>、30 °C), 离心(转速为10 000 r·min<sup>-1</sup>, 离心半径为9.83 cm, 5 min)收集菌体后, 用无菌水洗涤两次, 最后重悬浮于100 mL无菌水中, 此为种子液。首先将5 mL种子液添加至装有100 mL模拟废水的培养瓶(300 mL)中(对于BC处理, 用等体积的无菌水代替种子液; 对于DB+BCE处理, 培养瓶中模拟废水体积为50 mL), 混匀后将1 g BC或WBC加入培养瓶; 对于DB+BCE处理, 将50 mL BCE加入培养瓶。除DB+BCE处理培养体系NO<sub>3</sub><sup>-</sup>-N质量浓度为4.76 mg·L<sup>-1</sup>外, 其他处理均为9.52 mg·L<sup>-1</sup>。充分混匀后, 用连接有两个三通阀的瓶盖密封培养瓶口。为了在培养过程中保持无氧状态, 培养瓶顶部空间用高纯氮气( $\varphi=99.999\%$ )充分置换。所有培养瓶置于摇床(170 r·min<sup>-1</sup>、30 °C)中避光连续培养60 h。

每个处理设置9个培养瓶, 将9个培养瓶平均分成3组。第1组培养瓶用于测定N<sub>2</sub>O排放速率; 向第2组培养瓶顶部空间加入乙炔( $\varphi=20\%$ ), 且压力保持在1.013×10<sup>5</sup> Pa, 用于抑制反硝化过程中N<sub>2</sub>O向N<sub>2</sub>的转化, 通过测定N<sub>2</sub>O排放量, 识别N<sub>2</sub>O+N<sub>2</sub>排放量。第3组培养瓶用于测定培养体系的理化性质(pH值、EC、NO<sub>3</sub><sup>-</sup>-N、NO<sub>2</sub><sup>-</sup>-N、NH<sub>4</sub><sup>+</sup>-N和TN)及酶活性(NAR和NIR)。

分别于培养4、8、12、24、36、48和60 h时测定第1组培养瓶中N<sub>2</sub>O排放速率。在每个采样时间点, 首先用注射器通过三通阀向瓶中注入20 mL高纯氮气, 推拉5次使瓶内气体充分混匀, 然后采集20 mL气体样品, 立即注入装有电子捕获检测器的气相色谱仪, 测定N<sub>2</sub>O浓度。气体样品采集后, 用高纯氮气吹扫培养瓶顶部空间, 以彻底清除前一培养周期产生的N<sub>2</sub>O, 然后开始进入下一培养周期。第2组培养瓶在进入下一培养周期之前加入乙炔。

气相色谱仪载气为高纯氮气(输出压力为0.4 MPa), 补充气为 $\varphi=10\%$ 的CO<sub>2</sub>(输出压力为0.1 MPa)。色谱柱、进样器和检测器温度分别为50、50和300 °C。N<sub>2</sub>O排放速率和累积排放量均以100 mL培养液为计量单位进行计算, 其计算公式为

$$R_i = \frac{C_i \times (V + 20) \times 28}{44 \times 1000 \times t}, \quad (1)$$

$$Q = \sum R_i \times t. \quad (2)$$

式(1)~(2)中, R<sub>i</sub>为i h时N<sub>2</sub>O排放速率(以N计), ng·h<sup>-1</sup>; C<sub>i</sub>为i h时采集的气体样品N<sub>2</sub>O浓度,

$\text{ng} \cdot \text{L}^{-1}$ ;  $V$  为培养瓶顶部空间体积,  $\text{mL}$ ;  $20$  为从培养瓶顶部空间采集的气体样品种体积,  $\text{mL}$ ;  $28/44$  为  $\text{N}_2\text{O}$  中  $\text{N}$  的质量分数;  $t$  为采样时间点的间隔,  $\text{h}$ ;  $Q$  为  $60 \text{ h}$  的  $\text{N}_2\text{O}$  累积排放量(以  $\text{N}$  计),  $\text{ng}$ 。

第3组培养瓶的培养方式与第1、2组相同。分别于培养  $0, 1, 2, 4, 8, 12, 24, 36, 48$  和  $60 \text{ h}$  时, 在培养体系混匀状态下采样  $10 \text{ mL}$ , 过  $0.45 \mu\text{m}$  孔径滤膜, 测定  $\text{pH}$  值、 $\text{EC}$  以及  $\text{NO}_3^-$ - $\text{N}$ 、 $\text{NO}_2^-$ - $\text{N}$ 、 $\text{NH}_4^+$ - $\text{N}$  和  $\text{TN}$  浓度。另外, 分别于培养  $24$  和  $48 \text{ h}$  时采集培养混合液测定  $\text{NAR}$  和  $\text{NIR}$  活性。 $\text{NAR}$  和  $\text{NIR}$  活性测定采用 ZHENG 等<sup>[20]</sup>的方法, 分别用反应体系中  $\text{NO}_2^-$ - $\text{N}$  增加和减少的量计算  $\text{NAR}$  和  $\text{NIR}$  活性( $\mu\text{mol} \cdot \text{mL}^{-1} \cdot \text{h}^{-1}$ )。

#### 1.4 数据分析

采用 Microsoft Excel 2016 处理数据, 数据形式为平均值 $\pm$ 标准偏差( $n=3$ )。采用 Origin 2017 软件绘图。采用 SPSS Statistics 25 软件进行统计分析, 采用单因素方差分析差异显著性, 显著性水平设为  $\alpha=0.05$ 。

## 2 结果与分析

### 2.1 菌落对 $\text{NO}_3^-$ 的降解动力学及群落组成

图 1a 显示, 所筛选菌落(DB)能较好地降解  $\text{NO}_3^-$ - $\text{N}$ ,  $0\sim 24 \text{ h}$  内  $\text{NO}_3^-$ - $\text{N}$  浓度降低缓慢, 平均降解速率为  $0.04 \text{ mg} \cdot \text{L}^{-1} \cdot \text{h}^{-1}$ ;  $24\sim 48 \text{ h}$  内  $\text{NO}_3^-$ - $\text{N}$  浓度大幅降低, 由  $9.18 \text{ mg} \cdot \text{L}^{-1}$  降至  $2.00 \text{ mg} \cdot \text{L}^{-1}$ , 平均降解速率为  $0.30 \text{ mg} \cdot \text{L}^{-1} \cdot \text{h}^{-1}$ ; 虽然  $48\sim 72 \text{ h}$  内  $\text{NO}_3^-$ - $\text{N}$  浓度不再降低, 但  $\text{NO}_2^-$ - $\text{N}$  浓度急剧下降(由峰值  $7.86 \text{ mg} \cdot \text{L}^{-1}$  降至  $0.07 \text{ mg} \cdot \text{L}^{-1}$ ), 同时  $\text{TN}$  浓度也随之迅速降低(由  $11.36 \text{ mg} \cdot \text{L}^{-1}$  降至  $4.93 \text{ mg} \cdot \text{L}^{-1}$ ), 表明模拟废水中氮元素在该时段内经反硝化作用转化为气态氮逸出培养体系。

PICRUSt 功能预测分析表明, 菌落 DB 能将

$\text{NO}_3^-$  还原为  $\text{NO}_2^-$ 、 $\text{NO}$ 、 $\text{N}_2\text{O}$  和  $\text{N}_2$ 。该菌落的分类系统组成树状图见图 1b, 在门水平上, 菌落 DB 包含 92.74% 的变形菌门(Proteobacteria)和 7.26% 的厚壁菌门(Firmicutes)。

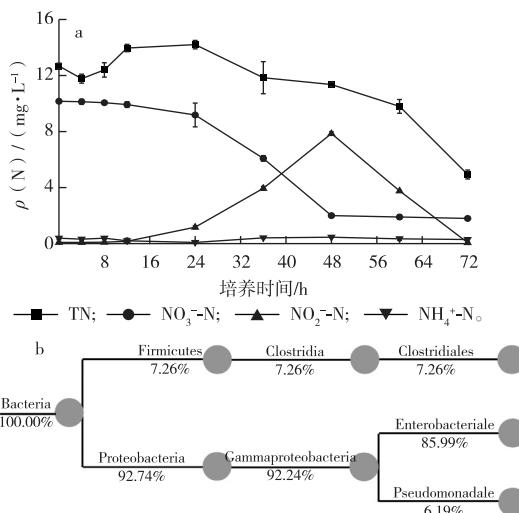


图 1 所筛选菌落降解  $\text{NO}_3^-$  过程中培养体系氮含量变化(a)及群落结构(b)

Fig. 1 Changes of the total and inorganic nitrogen concentrations in the incubation system during nitrate degradation by the selected colony (a) and its community structure (b)

### 2.2 生物炭(BC)、碳骨架(WBC)和浸提液(BCE)的理化性质

与 BC 相比, WBC 和 BCE 的  $\text{pH}$  值显著降低; WBC 的  $\text{EC}$  也显著降低, 但 BCE 的  $\text{EC}$  未显著降低( $P<0.05$ )。与 BC 相比, WBC 的溶解性有机碳(DOC)和  $\text{NO}_3^-$ - $\text{N}$  含量分别显著降低 81.23% 和 43.98%( $P<0.05$ ), 而  $\text{NO}_2^-$ - $\text{N}$  和  $\text{NH}_4^+$ - $\text{N}$  含量则分别增加 16.00% 和 78.41%(表 1)。

表 1 生物炭、碳骨架和浸提液的理化性质

Table 1 Physicochemical characteristics of the biochar, biochar skeleton, and the extract of biochar

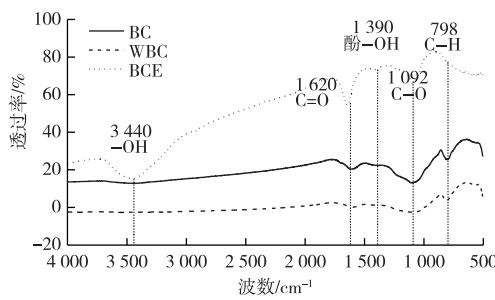
供试材料	pH 值	EC/( $\mu\text{S} \cdot \text{cm}^{-1}$ )	DOC 含量/( $\text{mg} \cdot \text{kg}^{-1}$ 或 $\text{mg} \cdot \text{L}^{-1}$ ) <sup>1)</sup>	$\text{NO}_3^-$ - $\text{N}$ 含量/( $\text{mg} \cdot \text{kg}^{-1}$ 或 $\text{mg} \cdot \text{L}^{-1}$ ) <sup>1)</sup>	$\text{NO}_2^-$ - $\text{N}$ 含量/( $\text{mg} \cdot \text{kg}^{-1}$ 或 $\text{mg} \cdot \text{L}^{-1}$ ) <sup>1)</sup>	$\text{NH}_4^+$ - $\text{N}$ 含量/( $\text{mg} \cdot \text{kg}^{-1}$ 或 $\text{mg} \cdot \text{L}^{-1}$ ) <sup>1)</sup>
BC	$10.28 \pm 0.11^{\text{a}}$	$215.33 \pm 3.21^{\text{a}}$	$426.27 \pm 6.07^{\text{a}}$	$28.31 \pm 3.59^{\text{a}}$	$0.25 \pm 0.04^{\text{a}}$	$4.40 \pm 0.53^{\text{b}}$
WBC	$9.10 \pm 0.07^{\text{b}}$	$49.87 \pm 0.15^{\text{b}}$	$79.99 \pm 4.68^{\text{b}}$	$15.86 \pm 0.51^{\text{b}}$	$0.29 \pm 0.02^{\text{a}}$	$7.85 \pm 0.53^{\text{a}}$
BCE	$9.26 \pm 0.10^{\text{b}}$	$210.00 \pm 6.56^{\text{a}}$	$51.77 \pm 0.75$	$1.19 \pm 0.62$	$0.06 \pm 0.01$	$1.25 \pm 0.02$

BC、WBC 和 BCE 分别为生物炭、碳骨架和浸提液; EC 为电导率, DOC 为溶解性有机碳。同一列数据后英文小写字母不同表示不同处理间某指标差异显著( $P<0.05$ )。数值为平均值 $\pm$ 标准偏差( $n=3$ )。1) BC 和 WBC 的单位为  $\text{mg} \cdot \text{kg}^{-1}$ , BCE 的单位为  $\text{mg} \cdot \text{L}^{-1}$ 。分别对 BC、WBC 和 BCE 之间的 pH 和 EC 进行多重比较, 分别对 BC 和 WBC 之间的其他指标进行多重比较。

BC、WBC 和 BCE 的傅里叶变换红外光谱见图

2。BC、WBC 和 BCE 的特征吸收峰大致相同, 均在

3 440、1 620、1 390、1 092 和 798  $\text{cm}^{-1}$  附近有吸收峰, 分别由—OH、C=O、酚—OH、C—O 和 C—H 基团振动引起。与 BC 相比, WBC 表面含氧官能团数量均不同程度减少(图 2), 而 BCE 的—OH、C=O 和酚—OH 等含氧官能团数量则远高于 BC, 表明在制备碳骨架过程中, 生物炭含氧官能团主要以 DOC 形式存在于浸提液中<sup>[8]</sup>。



BC、WBC 和 BCE 分别为生物炭、碳骨架和浸提液。

图 2 生物炭、碳骨架和浸提液的傅里叶变换红外光谱  
Fig. 2 Fourier transform infrared spectra of the biochar, biochar skeleton, and the extract of biochar

### 2.3 反硝化过程中 $\text{N}_2\text{O}$ 和 $\text{N}_2$ 的排放特征

BC 处理  $\text{N}_2\text{O}$  和  $\text{N}_2\text{O}+\text{N}_2$  累积排放量均为零(图 3 未展示), 表明模拟废水的  $\text{N}_2\text{O}$  排放完全通过微生物途径产生。各处理  $\text{N}_2\text{O}$  和  $\text{N}_2\text{O}+\text{N}_2$  排放速率达峰值的时间不同, 但达峰值后均逐渐降低。DB 处理  $\text{N}_2\text{O}$  和  $\text{N}_2\text{O}+\text{N}_2$  排放速率在 48 h 时达峰值, DB+BC 和 DB+BCE 处理在 36 h 时达峰值, 而 DB+WBC 处理在 24 h 时达峰值。DB、DB+BC、DB+WBC 和 DB+BCE 处理  $\text{N}_2\text{O}$  排放速率峰值(以 N 计)分别为 3 320.21、356.23、533.01 和 516.18  $\text{ng} \cdot \text{h}^{-1}$ ,  $\text{N}_2\text{O}+\text{N}_2$  排放速率峰值分别为 38 097.45、44 087.79、46 826.27 和 26 323.76  $\text{ng} \cdot \text{h}^{-1}$ (图 3)。DB、DB+BC、DB+WBC 和 DB+BCE 处理 60 h 的  $\text{N}_2\text{O}$  累积排放量(以 N 计)分别为 41 859.33±5 224.13、7 098.70±286.14、10 667.38±912.18 和 8 518.02±1 675.34 ng,  $\text{N}_2\text{O}+\text{N}_2$  累积排放量(以 N 计)分别为 759 247.19±108 480.93、988 337.23±8 159.49、780 946.49±28 128.30 和 470 809.83±7 129.47 ng。

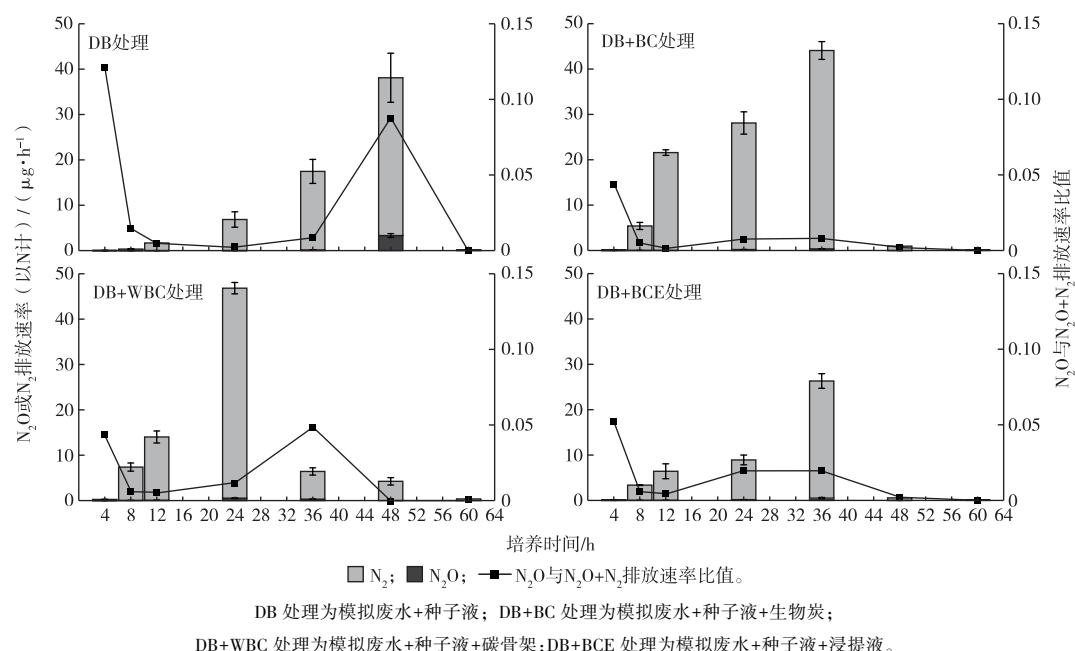
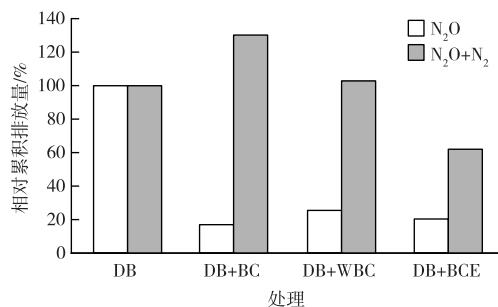


图 3  $\text{N}_2\text{O}$  和  $\text{N}_2$  排放速率及  $\text{N}_2\text{O}$  与  $\text{N}_2\text{O}+\text{N}_2$  排放速率比值

Fig. 3  $\text{N}_2\text{O}$  and  $\text{N}_2$  emission rates and the ratio between  $\text{N}_2\text{O}$  and  $\text{N}_2\text{O}+\text{N}_2$  emission rates

相对累积排放量结果(图 4)表明, 与 DB 处理相比, DB+BC 和 DB+WBC 处理  $\text{N}_2\text{O}+\text{N}_2$  累积排放量分别增加 30.17% 和 2.86%,  $\text{N}_2\text{O}$  累积排放量分别减少 83.04% 和 74.52%。另外, 由累积排放量计算得出, DB、DB+BC、DB+WBC 和 DB+BCE 处理  $\text{N}_2\text{O}/(\text{N}_2\text{O}+\text{N}_2)$  比值分别为 0.055、0.007、0.014 和 0.018, 表明添加生物炭、碳骨架和浸提液均促进

$\text{N}_2\text{O}$  向  $\text{N}_2$  还原, 减少了  $\text{N}_2\text{O}$  排放, 其中, 以 DB+BC 处理为最显著。与 DB+BC 处理相比, DB+WBC 处理  $\text{N}_2\text{O}+\text{N}_2$  累积排放量减少 20.98%, 而  $\text{N}_2\text{O}$  累积排放量显著增加 50.27%, 表明碳骨架的反硝化促进作用不及生物炭, 但碳骨架的电导结构在反硝化过程中仍起主要作用。



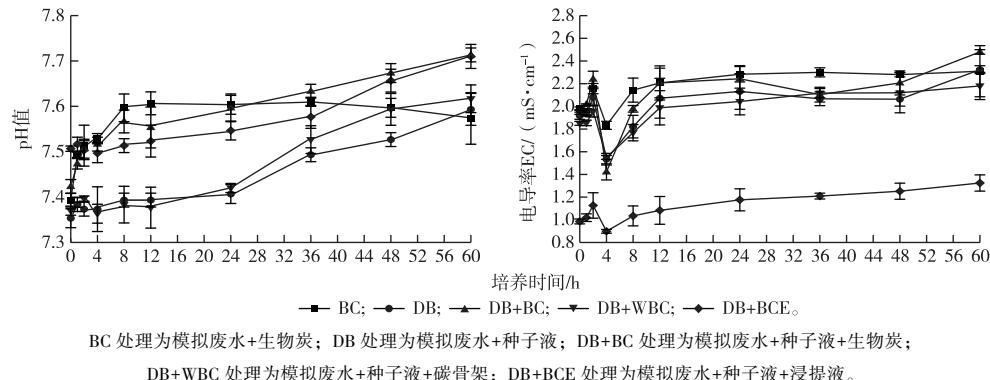
DB、DB+BC、DB+WBC 和 DB+BCE 处理含义见图 3。

图 4  $\text{N}_2\text{O}$  与  $\text{N}_2\text{O} + \text{N}_2$  相对累积排放量Fig. 4 The relative cumulative emissions of  $\text{N}_2\text{O}$  and  $\text{N}_2\text{O} + \text{N}_2$ 

## 2.4 培养体系理化指标和酶活性动态变化

### 2.4.1 pH 值和 EC

BC 处理在培养前期(0~12 h) pH 值上升, 后期



BC 处理为模拟废水+生物炭；DB 处理为模拟废水+种子液；DB+BC 处理为模拟废水+种子液+生物炭；DB+WBC 处理为模拟废水+种子液+碳骨架；DB+BCE 处理为模拟废水+种子液+浸提液。

图 5 培养过程中各处理 pH 值和 EC 动态变化

Fig. 5 Dynamic changes of pH and EC during incubation

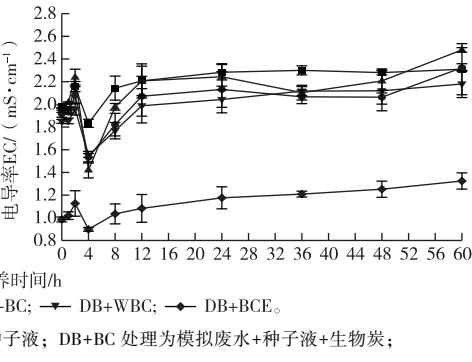
### 2.4.2 无机氮

在整个培养过程中, 除 BC 处理外, 各处理  $\text{NO}_3^-$ -N 含量均随培养时间的推移而逐渐降低, 说明发生了不同程度的反硝化作用, 而 BC 处理  $\text{NO}_3^-$ -N 含量始终保持稳定, 表明各处理  $\text{NO}_3^-$  还原主要通过生物学过程。培养结束时, DB、DB+BC、DB+WBC 和 DB+BCE 处理  $\text{NO}_3^-$ -N 含量分别比初始值降低 98.89%、94.46%、92.58% 和 97.08%。 $\text{NO}_3^-$  还原主要发生在培养前 24 h 内, 该时段 DB、DB+BC、DB+WBC 和 DB+BCE 处理  $\text{NO}_3^-$ -N 含量分别降低 88.17%、79.73%、84.33% 和 82.15% (图 6)。

在整个培养过程中, 除 BC 处理外, 各处理  $\text{NO}_2^-$ -N 含量总体呈先上升后下降趋势, 且均在反硝化速率( $\text{N}_2\text{O} + \text{N}_2$  排放速率)达到峰值时, 接近于零。与  $\text{NO}_3^-$ -N、 $\text{NO}_2^-$ -N 和 TN 含量相比, 各处理  $\text{NH}_4^+$ -N 含量始终处于较低水平, 且 0~60 h 内无大幅波动,

(12~60 h) pH 值趋于稳定。而 DB、DB+BC、DB+WBC 和 DB+BCE 处理 pH 值在培养后期均不同程度增加, 表明发生了不同程度的反硝化作用。培养结束时, DB、DB+BC、DB+WBC 和 DB+BCE 处理 pH 值分别升高 0.24、0.29、0.25 和 0.20。与 DB 处理相比, DB+BC、DB+WBC 和 DB+BCE 处理均提高了培养体系的 pH 值, 培养结束时, pH 值分别增加 0.12、0.02 和 0.12, 不同处理培养过程中 pH 值总体表现为 DB+BC>DB+BCE>DB+WBC>DB (图 5)。

经过 60 h 培养, BC、DB、DB+BC、DB+WBC 和 DB+BCE 处理 EC 分别增加 0.33、0.41、0.53、0.33 和 0.34  $\text{mS} \cdot \text{cm}^{-1}$ 。培养结束时, 与 DB 处理相比, DB+BC 处理 EC 提高 6.74%, 而 DB+WBC 和 DB+BCE 处理 EC 则分别降低 6.17% 和 43.00% (图 5)。



主要是因为培养体系处于厌氧状态, 无硝化作用发生。因此, 培养体系产生的  $\text{N}_2\text{O}$  均由反硝化作用过程产生。培养结束时, DB、DB+BC、DB+WBC 和 DB+BCE 处理 TN 含量分别比初始值降低 78.57%、74.79%、76.77% 和 89.66%。TN 含量降低主要发生在培养 12~48 h 内 (图 6)。

### 2.4.3 NAR 和 NIR 活性

与培养 24 h 时相比, 培养 48 h 时 DB、DB+BC、DB+WBC 和 DB+BCE 处理 NAR 活性分别增加 31.25%、8.67%、4.63% 和 47.98%。在培养 24 和 48 h 时, DB、DB+BC 和 DB+WBC 处理 NIR 活性之间均无显著差异, 但 DB+BCE 处理 NIR 活性显著高于 DB 处理 ( $P < 0.05$ )。与 24 h 时相比, 48 h 时 DB、DB+BC、DB+WBC 和 DB+BCE 处理 NIR 活性分别提高 32.99%、122.05%、33.03% 和 30.45%。培养 24 和 48 h 时, 各处理 NIR 活性之间均无显著差异 ( $P > 0.05$ ) (图 7)。

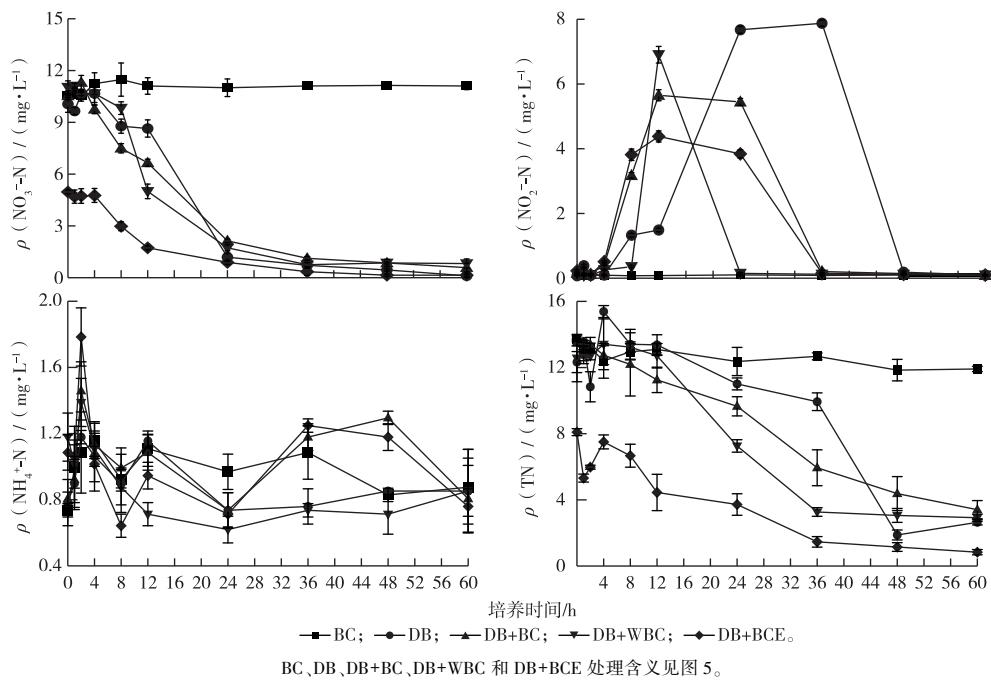
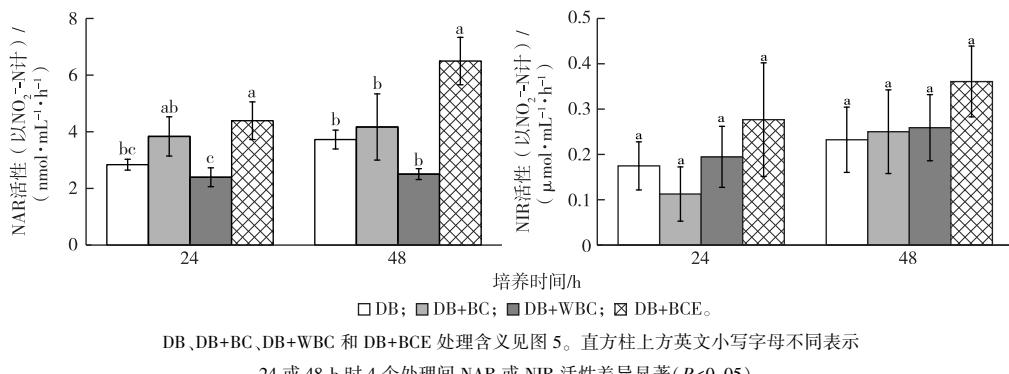
图6 培养过程中  $\text{NO}_3^-$ -N、 $\text{NO}_2^-$ -N、 $\text{NH}_4^+$ -N 和 TN 含量动态变化Fig. 6 Dynamic changes of  $\text{NO}_3^-$ -N,  $\text{NO}_2^-$ -N,  $\text{NH}_4^+$ -N, and TN concentrations during incubation

图7 培养过程中硝酸盐还原酶(NAR)和亚硝酸盐还原酶(NIR)活性动态变化

Fig. 7 Dynamic changes of NAR and NIR activities during incubation

### 3 讨论

#### 3.1 生物炭及其碳骨架对反硝化速率和 $\text{N}_2\text{O}$ 还原的作用

除生物学过程外,非生物学过程对  $\text{N}_2\text{O}$  排放也有一定贡献<sup>[21]</sup>。研究表明,在土壤中存在化学反硝化作用(一种无机氮被还原为气态氮的非生物学过程)<sup>[22]</sup>。BC 处理(未添加菌落 DB)  $\text{N}_2\text{O}$  累积排放量为零,且  $\text{NO}_3^-$  含量在培养过程中并未降低;然而, DB 处理能产生  $\text{N}_2\text{O}$ ,表明笔者研究中不存在化学反硝化作用。

DB 处理反硝化速率( $\text{N}_2\text{O} + \text{N}_2$  排放速率)峰值(以 N 计)在 48 h 时出现,而 DB+BC 处理反硝化速

率峰值在 36 h 时出现,DB+WBC 处理反硝化速率峰值甚至在 24 h 时出现,且 DB+BC 和 DB+WBC 处理峰值(分别为 44 087.79 和 46 826.27  $\text{ng} \cdot \text{h}^{-1}$ )均高于 DB 处理(38 097.45  $\text{ng} \cdot \text{h}^{-1}$ ),表明生物炭及其碳骨架均使培养体系的反硝化速率加快。另一方面,与 DB 处理相比,添加生物炭和碳骨架分别使培养体系  $\text{N}_2\text{O}/(\text{N}_2\text{O} + \text{N}_2)$  比值降低 87.27% 和 74.55%,表明生物炭及其碳骨架均促进  $\text{N}_2\text{O}$  向  $\text{N}_2$  还原。主要原因有:(1)生物炭提高了培养体系电子传递速率,增强了反硝化作用,并促进  $\text{N}_2\text{O}$  向  $\text{N}_2$  还原<sup>[4,23]</sup>。SU 等<sup>[24]</sup>研究也发现,施用生物炭后,土壤反硝化速率提高 13%~26%, $\text{N}_2\text{O}$  累积排放量降低 442%~809%,其原因为生物炭使土壤微生物电

子传递速率提高 39.6%~56.2%。(2)生物炭使培养体系 pH 值升高,进而提高 N<sub>2</sub>O 还原酶活性,促进 N<sub>2</sub>O 还原,导致较低的 N<sub>2</sub>O/(N<sub>2</sub>O+N<sub>2</sub>) 比值<sup>[25]</sup>。培养结束时,与 DB 相比,DB+BC 和 DB+WBC 处理 pH 值分别增加 0.12 和 0.02;在整个培养过程中,不同处理 pH 值总体呈 DB+BC>DB+WBC>DB 的趋势。笔者研究结果与 AAMER 等<sup>[26]</sup>研究结果一致,其发现与对照处理相比,2%生物炭添加量使土壤 N<sub>2</sub>O 累积排放量降低 70.16%,主要原因因为生物炭使土壤 pH 值升高 0.63,较高的 pH 值有利于提高土壤 nosZ 和 nirK 基因丰度,进而促进 N<sub>2</sub>O 还原为 N<sub>2</sub><sup>[27]</sup>。王鸿浩等<sup>[28]</sup>研究也发现,玉米秸秆生物炭的添加使培养结束时土壤 pH 值平均升高 0.5,显著提高 nosZ 基因丰度,降低 (nirK+nirS)/nosZ 比值,促进反硝化过程中 N<sub>2</sub>O 还原,从而降低 N<sub>2</sub>O 排放。

### 3.2 生物炭及其碳骨架的反硝化促进作用对比

与 DB+BC 处理相比,虽然 DB+WBC 处理反硝化速率峰值提前 12 h 出现,但是,在整个培养过程(60 h)中,与 DB+BC 处理相比,DB+WBC 处理 N<sub>2</sub>O+N<sub>2</sub> 累积排放量减少 20.98%,且 N<sub>2</sub>O 累积排放量增加 50.27%;这是因为反硝化过程伴随 C 源消耗<sup>[6]</sup>。笔者研究中,WBC 处理 DOC 含量较低,因此与 DB+BC 处理相比,DB+WBC 处理微生物可利用的 C 源较少,在一定程度上抑制了反硝化酶活性,导致 NO<sub>3</sub><sup>-</sup> 和 N<sub>2</sub>O 的还原程度均较低。笔者研究发现,培养 24 h 时,DB+WBC 处理 NAR 活性显著低于 DB+BC 处理( $P<0.05$ )(图 7)。相反,充足的 DOC 可使 nosZ 基因丰度和 N<sub>2</sub> 排放量增高,有利于完全反硝化<sup>[29]</sup>。

生物炭经水浸提后,虽然许多含氧官能团随浸提液被剥离,但同时也使生物炭上原本被覆盖的活性位点得以暴露<sup>[30]</sup>,生物炭电导结构得以加强<sup>[12]</sup>。笔者研究发现,稻壳生物炭主要通过其碳骨架(电导结构)进行电子传递,促进 N<sub>2</sub>O 还原。类似地,张月<sup>[30]</sup>以含矿物质丰富的猪粪、污泥生物炭为研究对象,分离生物炭的可溶与不可溶组分,发现不可溶组分主导生物炭得失电子的能力。有机物 H 和 C 原子数比(H:C<sub>org</sub>)是表征生物炭芳香缩合程度的指标,该比值越低,芳香缩合程度就越高。高温生物炭具有较低的 H:C<sub>org</sub>,而碳骨架(电导结构)也具备该特征。CAYUELA 等<sup>[14]</sup>通过元分析发现,H:C<sub>org</sub> 小于 0.3 的生物炭能促使反硝化过程彻底进行,减少(73±7)% 的 N<sub>2</sub>O 排放,而该比值大于 0.5 的生物炭仅能减少(40±16)% 的 N<sub>2</sub>O 排放。

WELDON 等<sup>[31]</sup>和 WAQAS 等<sup>[32]</sup>研究均表明,碳化程度较高(H:C<sub>org</sub> 较低或芳香缩合程度较高)的生物炭更有利于完全反硝化,促进 N<sub>2</sub>O 还原。因此,与浸提液相比,芳香缩合程度较高的碳骨架可能具有较强的 N<sub>2</sub>O 还原促进作用。

## 4 结论

笔者研究中模拟废水的 N<sub>2</sub>O 排放完全通过微生物途径产生。生物炭及其碳骨架均提高反硝化速率,并促进 N<sub>2</sub>O 还原。碳骨架的反硝化促进作用不及生物炭。生物炭的含氧官能团主要存在于浸提液中,但是碳骨架的电导结构在反硝化过程中起主要作用。

### 参考文献:

- [1] 沈杰,金伟.城镇污水处理厂尾水对受纳水体影响的研究进展[J].环境工程,2020,38(3):92~98,115. [ SHEN Jie, JIN Wei. Review on Effect of Urban Wastewater Treatment Plant Effluent on Receiving Water [ J ]. Environmental Engineering, 2020, 38 ( 3 ) : 92~98,115. ]
- [2] WU Z, ZHANG X, DONG Y B, et al. Microbial Explanations for Field-aged Biochar Mitigating Greenhouse Gas Emissions during a Rice-growing Season [ J ]. Environmental Science and Pollution Research International, 2018, 25 ( 31 ) : 31307~31317.
- [3] 谢祖彬,刘琦.生物质炭的固碳减排与合理施用 [ J ].农业环境科学学报,2020,39(4):901~907. [ XIE Zu-bin, LIU Qi. Rational Application of Biochar to Sequester Carbon and Mitigate Soil GHGS Emissions: A Review [ J ]. Journal of Agro-environment Science, 2020, 39 ( 4 ) : 901~907. ]
- [4] WU Z S, XU F, YANG C, et al. Highly Efficient Nitrate Removal in a Heterotrophic Denitrification System Amended with Redox-active Biochar: A Molecular and Electrochemical Mechanism [ J ]. Bioresource Technology, 2019, 275:297~306.
- [5] CHACÓN F J, CAYUELA M L, ROIG A, et al. Understanding, Measuring and Tuning the Electrochemical Properties of Biochar for Environmental Applications [ J ]. Reviews in Environmental Science and Bio-technology, 2017, 16 ( 4 ) : 695~715.
- [6] SAQUING J M, YU Y H, CHIU P C. Wood-derived Black Carbon (Biochar) as a Microbial Electron Donor and Acceptor [ J ]. Environmental Science & Technology Letters, 2016, 3 ( 2 ) : 62~66.
- [7] LIU C H, CHU W Y, LI H, et al. Quantification and Characterization of Dissolved Organic Carbon from Biochars [ J ]. Geoderma, 2019, 335:161~169.
- [8] CHEN G H, ZHANG Z R, ZHANG Z Y, et al. Redox-active Reactions in Denitrification Provided by Biochars Pyrolyzed at Different Temperatures [ J ]. Science of the Total Environment, 2018, 615: 1547~1556.
- [9] JONES D L, MURPHY D V, KHALID M, et al. Short-term Biochar-induced Increase in Soil CO<sub>2</sub> Release Is both Biotically and Abiotically Mediated [ J ]. Soil Biology and Biochemistry, 2011, 43 ( 8 ) :

- 1723–1731.
- [10] SUN T R, LEVIN B D A, GUZMAN J J L, et al. Rapid Electron Transfer by the Carbon Matrix in Natural Pyrogenic Carbon [J]. *Nature Communications*, 2017, 8: 14873.
- [11] 邓朝仁, 梁银坤, 黄磊, 等.生物炭对潜流人工湿地污染物去除及  $N_2O$  排放影响 [J]. *环境科学*, 2019, 40(6): 2840–2846. [DENG Chao-ren, LIANG Yin-kun, HUANG Lei, et al. Influences of Biochar on Pollutant Removal Efficiencies and Nitrous Oxide Emissions in a Subsurface Flow Constructed Wetland [J]. *Environmental Science*, 2019, 40(6): 2840–2846.]
- [12] CHEN S S, ROTARU A E, SHRESTHA P M, et al. Promoting Interspecies Electron Transfer with Biochar [J]. *Scientific Reports*, 2014, 4: 5019.
- [13] LIU F H, ROTARU A E, SHRESTHA P M, et al. Promoting Direct Interspecies Electron Transfer with Activated Carbon [J]. *Energy & Environmental Science*, 2012, 5(10): 8982–8989.
- [14] CAYUELA M L, JEFFERY S, VAN ZWIETEN L. The Molar  $H : C_{org}$  Ratio of Biochar Is a Key Factor in Mitigating  $N_2O$  Emissions from Soil [J]. *Agriculture, Ecosystems & Environment*, 2015, 202: 135–138.
- [15] WANG C X, CHANG Z L, NIU S J. Effect of Maize Straw-derived Biochar on Calcareous Arable Soil Organic Carbon Mineralization under the Condition of with or without Nitrogen-fertilizer Addition [J]. *Journal of Soil Science and Plant Nutrition*, 2020, 20(4): 2606–2616.
- [16] 乔鑫, 王朝旭, 张峰, 等.生物炭基好氧反硝化细菌固定及去除水中硝态氮 [J]. *水处理技术*, 2020, 46(7): 37–44. [QIAO Xin, WANG Chao-xu, ZHANG Feng, et al. Biochar-immobilized Aerobic Denitrifying Bacteria and Its Ability for Nitrate Removal in Water [J]. *Technology of Water Treatment*, 2020, 46(7): 37–44.]
- [17] 刘小英, 冯晟, 班宜辉, 等.一株异养硝化-好氧反硝化细菌的分离鉴定及其脱氮性能研究 [J]. *生态环境学报*, 2016, 25(12): 1983–1990. [LIU Xiao-ying, FENG Sheng, BAN Yi-hui, et al. Study on Isolation, Identification and Nitrogen Removal Performance of a Heterotrophic Nitrification-aerobic Denitrification Bacterium [J]. *Ecology and Environmental Sciences*, 2016, 25(12): 1983–1990.]
- [18] 哈尔滨工业大学.厌氧反硝化细菌筛选用培养基及筛选厌氧反硝化细菌的方法:CN200810064948.8[P].2009-04-08.
- [19] 邹艳艳, 张宇, 李明智, 等.一株异养硝化-好氧反硝化细菌的分离鉴定及脱氮活性研究 [J]. *中国环境科学*, 2016, 36(3): 887–893. [ZOU Yan-yan, ZHANG Yu, LI Ming-zhi, et al. Isolation and Identification of a Heterotrophic Nitrification-aerobic Denitrification Bacterium and Its Denitrification Ability [J]. *China Environmental Science*, 2016, 36(3): 887–893.]
- [20] ZHENG X, SU Y L, CHEN Y G, et al. Carboxyl-modified Single-walled Carbon Nanotubes Negatively Affect Bacterial Growth and Denitrification Activity [J]. *Scientific Reports*, 2014, 4: 5653.
- [21] WANG Y J, CAO W C, ZHANG X M, et al. Abiotic Nitrate Loss and Nitrogenous Trace Gas Emission from Chinese Acidic Forest Soils [J]. *Environmental Science and Pollution Research International*, 2017, 24(28): 22679–22687.
- [22] SAMARKIN V A, MADIGAN M T, BOWLES M W, et al. Abiotic Nitrous Oxide Emission from the Hypersaline Don Juan Pond in Antarctica [J]. *Nature Geoscience*, 2010, 3(5): 341–344.
- [23] GUO F C, XU F, CAI R, et al. Enhancement of Denitrification in Biofilters by Immobilized Biochar under Low-temperature Stress [J]. *Bioresource Technology*, 2022, 347: 126664.
- [24] SU X X, WANG Y Y, HE Q, et al. Biochar Remediates Denitrification Process and  $N_2O$  Emission in Pesticide Chlorothalonil-polluted Soil: Role of Electron Transport Chain [J]. *Chemical Engineering Journal*, 2019, 370: 587–594.
- [25] 刘椒, 那立萍, 张琳, 等.不同量生物炭施用与蚯蚓互作对土壤  $N_2O$  及  $CO_2$  排放的影响 [J]. *生态与农村环境学报*, 2021, 37(3): 353–359. [LIU Jiao, NA Li-ping, ZHANG Lin, et al. Effects of Different Amount of Biochar Application and Earthworm Inoculation on Soil  $N_2O$  and  $CO_2$  Emissions [J]. *Journal of Ecology and Rural Environment*, 2021, 37(3): 353–359.]
- [26] AAMER M, SHAABAN M, HASSAN M U, et al. Biochar Mitigates the  $N_2O$  Emissions from Acidic Soil by Increasing the *nosZ* and *nirK* Gene Abundance and Soil pH [J]. *Journal of Environmental Management*, 2020, 255: 109891.
- [27] CAYUELA M L, SÁNCHEZ-MONEDERO M A, ROIG A, et al. Biochar and Denitrification in Soils: When, How Much and Why Does Biochar Reduce  $N_2O$  Emissions? [J]. *Scientific Reports*, 2013, 3: 1732.
- [28] 王鸿浩, 谭梦怡, 王紫君, 等.不同水分管理条件下添加生物炭对琼北地区水稻土  $N_2O$  排放的影响 [J]. *环境科学*, 2021, 42(8): 3943–3952. [WANG Hong-hao, TAN Meng-yi, WANG Zi-jun, et al. Effects of Biochar Addition under Different Water Management Conditions on  $N_2O$  Emission from Paddy Soils in Northern Hainan [J]. *Environmental Science*, 2021, 42(8): 3943–3952.]
- [29] BARRETT M, KHALIL M I, JAHANGIR M M R, et al. Carbon Amendment and Soil Depth Affect the Distribution and Abundance of Denitrifiers in Agricultural Soils [J]. *Environmental Science and Pollution Research International*, 2016, 23(8): 7899–7910.
- [30] 张月.生物炭的氧化还原机制及其环境应用 [D]. 上海: 上海交通大学, 2019. [ZHANG Yue. Redox Mechanism of Biochar and Its Environmental Application [D]. Shanghai: Shanghai Jiao Tong University, 2019.]
- [31] WELDON S, RASSE D P, BUDAI A, et al. The Effect of a Biochar Temperature Series on Denitrification: Which Biochar Properties Matter? [J]. *Soil Biology and Biochemistry*, 2019, 135: 173–183.
- [32] WAQAS M, ASAM Z, REHAN M, et al. Development of Biomass-derived Biochar for Agronomic and Environmental Remediation Applications [J]. *Biomass Conversion and Biorefinery*, 2021, 11(2): 339–361.

**作者简介:** 常智淋(1996—),女,山西长治人,主要研究方向为生物质炭的水土环境效应。E-mail: chang\_zhilin@163.com

(责任编辑: 李祥敏)

DOI: 10.19741/j.issn.1673-4831.2022.0718

赵家印, 杨地, 杨湘智, 等. 云南省某煤矿开采遗址周边农用地土壤重金属污染评价及源解析研究 [J]. 生态与农村环境学报, 2022, 38 (11): 1473–1481.

ZHAO Jia-yin, YANG Di, YANG Xiang-zhi, et al. Pollution Assessment and Source Identification of Heavy Metals in Farmland Soils around a Coal Mine Area in Yunnan Province [J]. Journal of Ecology and Rural Environment, 2022, 38 (11): 1473–1481.

## 云南省某煤矿开采遗址周边农用地土壤重金属污染评价及源解析研究

赵家印<sup>1,2</sup>, 杨 地<sup>3</sup>, 杨湘智<sup>4</sup>, 张 宁<sup>5</sup>, 刘 宇<sup>1</sup>, 王蒙蒙<sup>1</sup>, 吴云成<sup>1</sup>, 陈秋会<sup>1</sup>, 田 伟<sup>1①</sup> (1. 生态环境部南京环境科学研究所, 江苏南京 210042; 2. 污染控制与资源化研究国家重点实验室, 江苏南京 210023; 3. 云南省生态农业研究所, 云南昆明 650106; 4. 浙江环科环境研究院有限公司, 浙江杭州 310007; 5. 南京国环科技股份有限公司, 江苏南京 210042)

**摘要:** 为开展某煤矿开采遗址周边农田土壤重金属污染源识别, 对土壤、大气降尘、灌溉水、农业化肥和煤矸石样品进行采集分析工作, 综合分析重金属污染因子、空间分布和外源介质, 结合重金属同源性分析、剖面分析、主成分分析和正定矩阵因子分析, 摸清调查区域土壤重金属污染情况以及污染源清单和贡献率。结果表明: (1) 91.00% 的土壤样品存在重金属污染情况, 土壤 Cd、Cu、Cr、Ni、Zn、Pb 和 As 含量超风险筛选值点位率分别为 86.00%、15.00%、14.00%、19.00%、12.00%、6.00% 和 19.00%; 土壤 Cd、Zn、Pb 和 As 含量超风险管制值点位率分别为 23.00%、2.00%、2.00% 和 3.00%; (2) 根据污染源解析结果, 土壤重金属主要来自于 3 种源。其中, 土壤本底贡献率为 64.20%, 对 Cu、Cr 和 Ni 的贡献率较高, 分别为 83.00%、90.80% 和 89.40%; 煤矿区活动贡献率为 23.10%, 对 Cd 的贡献率最高, 达 93.70%; 农用化肥施用贡献率为 12.60%, 对 As 的贡献率最高, 为 93.90%。研究结果可为同类型区域土壤重金属调查评价与污染源定量解析工作提供参考, 为掌握煤矿遗址周边农田重金属污染水平、采取有效断源措施和开展农田安全利用措施提供数据支撑。

**关键词:** 重金属; 矿区; 污染评价; 源解析; 农用地土壤

中图分类号: X53 文献标志码: A 文章编号: 1673-4831(2022)11-1473-09

**Pollution Assessment and Source Identification of Heavy Metals in Farmland Soils around a Coal Mine Area in Yunnan Province.** ZHAO Jia-yin<sup>1,2</sup>, YANG Di<sup>3</sup>, YANG Xiang-zhi<sup>4</sup>, ZHANG Ning<sup>5</sup>, LIU Yu<sup>1</sup>, WANG Meng-meng<sup>1</sup>, WU Yun-cheng<sup>1</sup>, CHEN Qiu-hui<sup>1</sup>, TIAN Wei<sup>1①</sup> (1. Nanjing Institute of Environmental Sciences, Ministry of Ecology and Environment, Nanjing 210042, China; 2. State Key Laboratory of Pollution Control and Resource Reuse, Nanjing 210023, China; 3. Yunnan Provincial Institute of Eco-agriculture, Kunming 650106, China; 4. Zhejiang Huanke Environmental Research Institute Co., Ltd., Hangzhou 310007, China; 5. Nanjing Guohuan Science and Technology Co., Ltd., Nanjing 210042, China)

**Abstract:** The research area was located in one of the 100 priority coal mine counties in China. The area is an epitome of China's coal development, and thus is typical and representative. Samples from the soil, dust-fall, agrochemical and coal residue were collected, so as to analyse the soil contamination and the inventory and contribution of main pollutants around the coal mining site. The pollution factor, spatial distribution, and environmental medium of the heavy metals were comprehensively analysed, and statistical methods including homology analysis, profile analysis, principal component analysis, and positive matrix factorization, were combined to investigate the soil contamination and the inventory and contribution of main pollutants. Results show that: (1) 91.00% of samples were contaminated by heavy metals. The rate of

收稿日期: 2022-07-13

基金项目: 南京大学污染控制与资源化研究国家重点实验室开放课题 (PCRRF21034); 中央级公益性科研院所基本科研业务专项 (GY-ZX202202, GYZX220307, GYZX220408)

① 通信作者 E-mail: tw79210@163.com

soil Cd, Cu, Cr, Ni, Zn, Pb, and As exceeded risk screening values for soil contamination of agricultural land were 86.0%, 15.00%, 14.00%, 19.00%, 12.00%, 6.00%, and 19.00%, respectively. The rate of soil Cd, Zn, Pb and As exceeded risk intervention values for soil contamination of agricultural land were 23.00%, 2.00%, 2.00%, and 3.00%, respectively. (2) Based on the results of pollution source analysis, the heavy metal contamination in the area mainly came from three sources, i. e., soil background, coal mining production, and fertilizer application, which account for 64.20%, 23.10%, and 12.60% of the contamination, respectively. Specifically, the soil background has the highest contribution to Cu, Cr, and Ni, and the corresponding contribution rate was 83.00%, 90.80% and 89.40%, respectively. Coal mining production and fertilizer application have the highest contribution to Cd and As separately, and the corresponding contribution rate were 93.70% and 93.90%. The results could be a reference for heavy metal evaluation and pollution resources quantitative analysis of similar areas. Meanwhile, the study may provide data support for investigating the heavy metal pollution status around coal mine, cutting off the pollution sources, and taking effective measures for farmland safe utilization.

**Key words:** heavy metal; mining area; pollution assessment; source identification; farmland soil

近年来,土壤重金属污染问题越来越受到人们关注。土壤重金属极易在农作物中富集,通过食物链生物放大效应,在体内累积,对人体健康造成不可逆的损害<sup>[1]</sup>。一般来说,土壤重金属来自于自然本底和人类活动<sup>[2-3]</sup>,其中,自然本底与地壳中微量元素有关;人类活动包括工业生产、农业活动等,是土壤污染的主要来源,人类活动产生的重金属通过大气沉降和地表径流,迁移至较远地方,使得原本清洁的土壤受到污染。进入土壤中的重金属往往无法降解和去除,加剧了土壤重金属污染风险。因此,土壤重金属污染问题已对人类健康和区域生态环境造成严重威胁。

开展土壤重金属污染识别与明确重金属污染源成因是有效防治土壤污染、保障农产品质量安全的重要前提。地累积法、潜在生态指数法等方法均是过去较常用的重金属污染评价方法<sup>[4]</sup>。2018年发布的GB 15618—2018《土壤环境质量 农用地土壤污染风险管控标准(试行)》<sup>[5]</sup>以风险筛选值和风险管制值作为评价标准,将农用地土壤划分为优先保护类、安全利用类和严格管控类,自此该方法逐渐成为国内主流评价方法。常用重金属污染源识别方法包括富集因子法、多元统计分析、元素背景值比较法、地统计与空间分析法、土壤剖面分析法、稳定同位素比值法、机器学习法、通量分析法、相关性与聚类分析法以及正定矩阵模型(PMF)等<sup>[3-4]</sup>。由于土壤污染来源的多样性和污染过程的复杂性,使得以单一类型方法或多元统计分析法为主的源解析方法<sup>[6-7]</sup>无法满足现有对污染源解析的需求。因此,需综合采用多种分析方法,进行多方法相互支持和相互印证,提高源解析结果的合理性和可靠性。

以云南省华坪县某煤矿开采遗址周边农用地土壤为研究对象,开展土壤、大气降尘、农业化肥和

煤矸石样品采集与分析工作,定量描述土壤重金属污染情况,通过多元统计分析、空间分布和垂直分布规律分析、环境介质分析以及正定矩阵模型解析等多种定性、定量分析工具,开展区域土壤重金属污染源识别和定量解析工作。研究结果可为地方政府掌握农田重金属污染水平、采取有效断源措施和开展农田安全利用措施提供数据支撑,为同类型区域土壤重金属调查评价与污染源解析工作提供参考。

## 1 材料与方法

### 1.1 研究区域概况

云南省华坪县位于金沙江中段北岸,地理坐标为北纬26°21'~26°58',东经100°59'~101°31',属于典型南亚热带低热河谷气候区,日照率高,雨量相对丰沛,光热资源丰富,年平均气温为19.8℃,年均风速为0.9 m·s<sup>-1</sup>,年均静风频率达59%,风向多为东南风和西风,属金沙江水系,境内有新庄河和乌木河两大河流,地质属会理-盐源凹陷的沉积地层。研究区为华坪县某煤矿开采遗址周边农用地,种植作物主要有水稻、玉米和芒果等,面积约为100 hm<sup>2</sup>。该煤矿区于2015年关闭,可追溯开采时间为31 a,年产能为6万t。

### 1.2 样品采集与处理

2021年7月在研究区域开展样品采集工作,考虑到要为当地农田土壤安全利用工作提供基础数据支撑,参考NY/T 3343—2018《耕地污染治理效果评价准则》<sup>[8]</sup>的布点要求,对于面积>10 hm<sup>2</sup>的地块,按照每公顷1个点位进行网格布点。剖面布点总体以500 m×500 m的点位密度进行布点。灌溉水和大气沉降样品布点方法参考《关于开展耕地土壤重金属污染成因排查工作的通知》(环办土壤[2021]31号)。为规避田垄、地头和沟渠等非农田

点位,实际采样时点位会略有偏移。每个土壤采样点均以五点采样法取土混匀,四分法分样取样,共采集100个表层土壤样品(图1)。同时采集3个土壤剖面,4个灌溉水样品,3个大气降尘监测点,3个煤矸石和3个当地常用化肥样品。表层土壤采集0~20 cm土层样品,土壤剖面分别采集0~20、>20~60和>60~100 cm的表、中和下层样品。大气降尘样品采集方法参考方文稳等<sup>[9]</sup>的方法。

土壤Cu、Cd、Cr、Ni、Pb和Zn等元素提取采用王水消解法[V(浓盐酸):V(浓硝酸)=3:1],采用电感耦合等离子体质谱仪(PE NexION1000,美国)测定<sup>[10]</sup>,Hg和As的测定采用王水消解法和原子荧光光度计(AF610E,中国)测定<sup>[11]</sup>。使用土壤标准样品GSS-5和GSS-7(国家标准物质中心)进行质量控制。每20个样品设置1个标准样品,Cu、Cd、Cr、Ni、Pb和Zn等样品回收率为95.32%~117.33%,Hg和As等样品回收率为85.61%~109.29%。

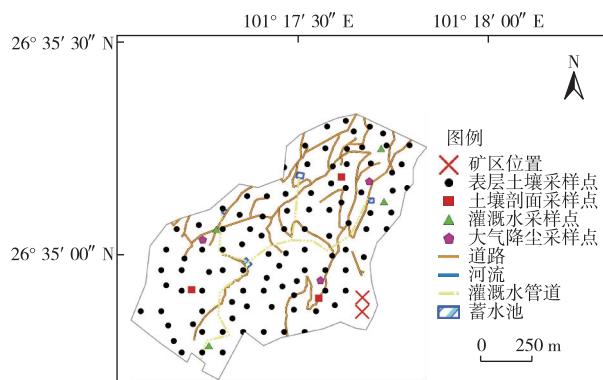


图1 采样点位布置

Fig. 1 Distribution of sampling sites around coal mining area

### 1.3 数据处理与分析

采用Excel 2016和SPSS 18.0软件进行数据分

析,采用ArcGIS 10.2软件反距离权重法和莫兰指数进行重金属空间分析<sup>[12]</sup>,采用正定矩阵模型(PMF)进行污染源解析与识别。正定矩阵模型是美国国家环境保护局推荐的一种简单、有效的污染源解析方法<sup>[13]</sup>,计算公式为

$$\mathbf{x}_{ij} = \sum_{k=1}^p \mathbf{g}_{ik} \mathbf{f}_{kj} + \mathbf{e}_{ij} \quad (1)$$

式(1)中,  $\mathbf{x}_{ij}$  为第  $i$  个样品第  $j$  种元素浓度矩阵;  $\mathbf{f}_{kj}$  为第  $k$  个源第  $j$  种重金属浓度矩阵;  $\mathbf{g}_{ik}$  为第  $k$  个源对第  $i$  个样品的贡献率;  $\mathbf{e}_{ij}$  为第  $i$  个样品第  $j$  种重金属的残差矩阵。

因子贡献和分布由PMF模型计算得出,最小化目标函数( $Q$ )计算公式为

$$Q = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \left( \frac{\mathbf{x}_{ij} - \sum_{k=1}^p \mathbf{g}_{ik} \mathbf{f}_{kj}}{\mathbf{u}_{ij}} \right)^2 \quad (2)$$

式(2)中,  $\mathbf{u}_{ij}$  为第  $i$  个样品第  $j$  种重金属的不确定度,计算方法参考PMF 5.0用户手册<sup>[13]</sup>。

## 2 结果与讨论

### 2.1 土壤重金属描述性统计与污染水平

研究区土壤样品重金属含量描述性统计结果见表1。表层土壤Cd、Hg、Cu、Cr、Ni、Zn、Pb和As平均含量分别为1.24、0.02、27.67、106.87、41.40、150.05、42.45和21.85 mg·kg<sup>-1</sup>。所有样品重金属含量均表现出高度变异性(变异系数>0.50),表明土壤重金属异质性较高,可能存在不同程度人为因素影响<sup>[3,14]</sup>。与云南省土壤重金属背景值<sup>[15]</sup>相比,除Cu、Ni和Hg外,其他重金属平均含量均高于背景值1.05~5.69倍。从点位率来看,Cd、Hg、Cu、Cr、Ni、Zn、Pb和As含量超背景值的点位率分别为91.00%、1.00%、16.00%、75.00%、22.00%、54.00%、16.00%和23.00%。

表1 土壤重金属描述性统计

Table 1 Descriptive statistical analysis of heavy metal in soil

元素	最小值/(mg·kg <sup>-1</sup> )	最大值/(mg·kg <sup>-1</sup> )	平均值/(mg·kg <sup>-1</sup> )	标准差/(mg·kg <sup>-1</sup> )	变异系数	背景值 <sup>[15]</sup> /(mg·kg <sup>-1</sup> )	超风险筛选值点位率/%	超风险管制值点位率/%
镉(Cd)	0.08	13.50	1.24	1.91	1.54	0.22	86.00	23.00
汞(Hg)	ND	0.44	0.02	0.04	2.94	0.06	0	0
铜(Cu)	4.13	119.03	27.67	21.91	0.79	46.30	15.00	0
铬(Cr)	19.97	406.44	106.87	66.16	0.62	65.20	14.00	0
镍(Ni)	1.68	217.03	41.40	41.68	1.01	42.50	19.00	0
锌(Zn)	17.23	1 586.70	150.05	224.80	1.50	89.70	12.00	2.00
铅(Pb)	3.81	810.06	42.45	95.19	2.24	40.60	6.00	2.00
砷(As)	ND	213.02	21.85	40.89	1.87	18.40	19.00	3.00

ND表示未检出。

根据土壤功能和和土壤保护目标,GB 15618—2018设置了风险筛选值和风险管理值。结果显示,除Hg外,土壤Cd、Cu、Cr、Ni、Zn、Pb和As含量超风险筛选值而不超风险管理值的点位率分别为63.00%、15.00%、14.00%、19.00%、10.00%、4.00%和16.00%。同时,土壤Cd、Zn、Pb和As含量超风险管理值点位率分别为23.0%、2.00%、2.00%和3.00%。

综上所述,调查区域土壤存在不同程度重金属污染,以Cd最为严重。这与其他研究结果相似,如LIU等<sup>[16]</sup>调查了中国135个大型露天矿坑周边农田土壤重金属情况,发现Cd超风险筛选值点位率

最高;HUANG等<sup>[17]</sup>通过荟萃分析发现Cd是我国农田土壤点位超标比例最高的重金属种类。除Cd之外,土壤重金属含量超风险筛选值的点位率由高到低依次为As=Ni>Cu>Cr>Zn>Pb>Hg,以Hg污染情况为最轻。

## 2.2 土壤重金属空间分析

空间插值法是采用观测值模拟未知区域预测值的一种空间分析方法,目前被广泛应用于生态环境治理<sup>[18]</sup>领域。对研究区100个采样点Cd、Hg、Cu、Cr、Ni、Zn、Pb和As含量进行反距离权重插值并进行掩膜提取(图2)。

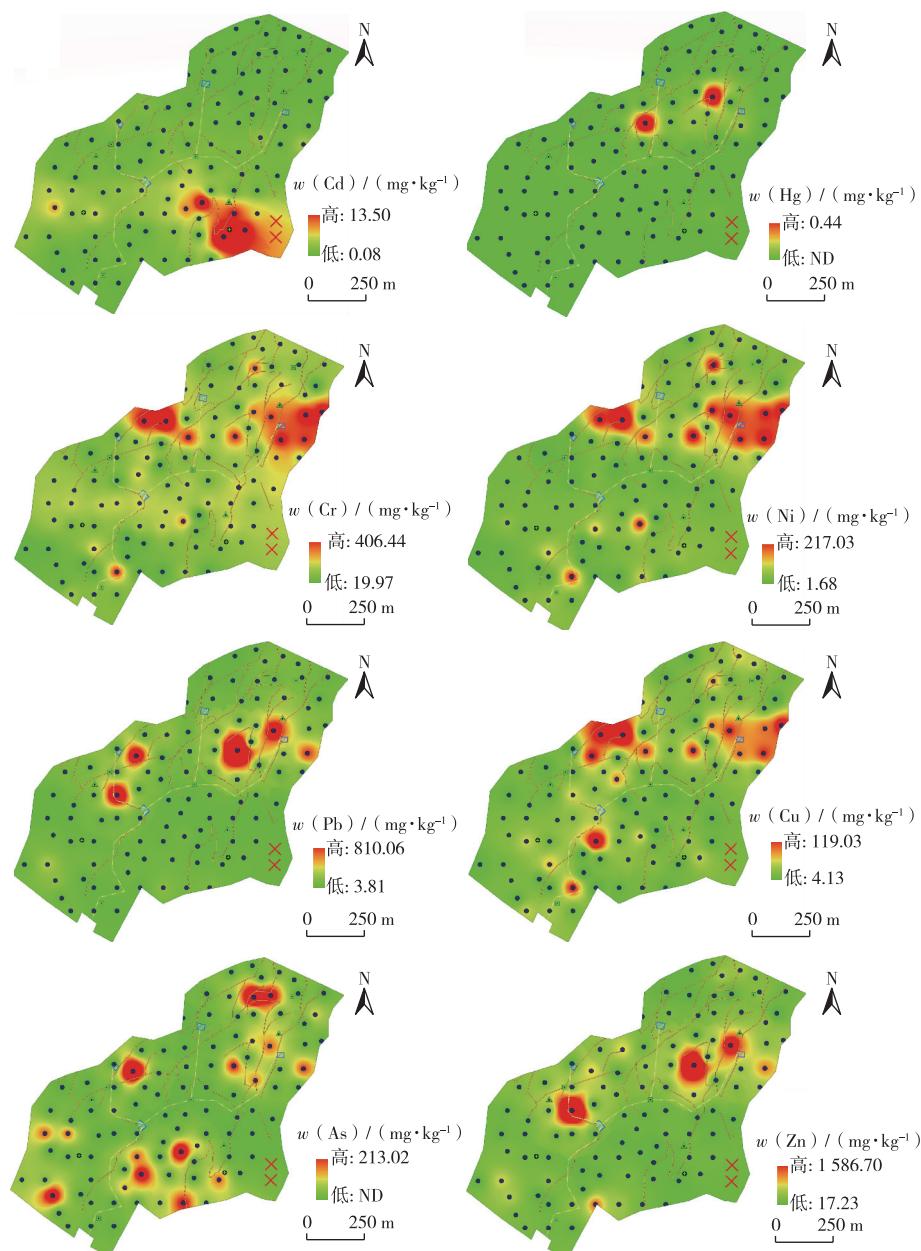


图2 重金属空间分布  
Fig. 2 Spatial distribution of soil heavy metal content

图 2 显示,研究区土壤 Cd 含量较高,呈现极强的空间特异性。土壤 Cd 含量高值区主要集中在距矿点最近的东南区域,总体呈现距离矿区越近、Cd 含量越高的分布状况。这与贾亚琪等<sup>[19]</sup>调研的织金县某煤矿区类似,距离该矿区 50、100 和 400 m 处的农田土壤 Cd 平均含量逐渐降低。土壤 Cu、Cr 和 Ni 含量空间分布较为一致,呈北高南低趋势,高值区集中在东北和西北两块区域。土壤 Zn 和 Pb 含量空间分布相似,高值区集中在东北和中西部的中心地带。研究区 As 含量相对较高,分布较为均匀。土壤 Hg 含量较低,北部中心位置存在 2 个高值区,且高值未超过土壤 Hg 风险筛选值。

莫兰指数是进行空间自相关分析的重要工具。当莫兰指数大于 0 时,数据呈现空间正相关,其值越大,空间相关性就越明显,反之亦然。一般来说,当重金属间莫兰指数和 Z 得分变化相似时,其来源高度一致;重金属全局莫兰指数越接近 1,其来源就越容易辨别<sup>[12]</sup>。采用 ArcGIS 10.2 软件空间自相关分析工具进行莫兰指数运算,结果见表 2。各重金属莫兰指数由大到小依次为 Cd、Cr、Ni、Hg、Cu、Zn、Pb 和 As。Cd 的 Z 得分  $>2.58, P < 0.01$ , 莫兰指数  $>0$ , 呈现极显著空间相关性<sup>[20]</sup>。Cr、Ni 的 Z 得分大于 1.65,  $P < 0.1$ , 莫兰指数  $>0$ , 表明两者存在一定空间相关性,且两者莫兰指数和 Z 值相似,表明可能存在相同来源<sup>[20]</sup>,这与两者空间分布分析结果(图 2)一致。其他重金属  $P$  值大于 0.1,且 Z 得分  $<1.65$ ,表明这些重金属空间分布相关性不强,分布较为随机<sup>[12,20]</sup>。

表 2 土壤重金属莫兰指数汇总

Table 2 Moran's *I* of soil heavy metal

元素	Z 得分	P 值	莫兰指数
Cd	6.80	$<0.01$	0.48
Cr	1.91	0.06	0.14
Ni	1.66	0.99	0.12
Hg	0.51	0.61	0.02
Cu	0.18	0.85	0.004
Zn	0.004	0.99	-0.01
Pb	-0.27	0.79	-0.03
As	-0.35	0.73	-0.04

### 2.3 土壤剖面及外源物质中重金属含量

研究土壤剖面对于定性解析重金属来源起着重要作用。各剖面土壤重金属含量见图 3。

图 3 显示,不同剖面各土层土壤 Cd 和 As 含量由高到低均为表层、中层和下层,土壤垂直分布呈现重金属含量随深度增加而减少的规律。这表明

这 2 种重金属可能受人为污染影响较大<sup>[21]</sup>,进入土壤中的重金属受土壤胶体的吸附和螯合作用,不易向下迁移<sup>[22]</sup>。土壤 Cu、Hg、Cr、Ni、Pb 和 Zn 含量垂直分布没有明显规律,如 1 号剖面 Cu、Cr、Ni、Pb 和 Zn 以及 3 号剖面 Cr 含量随深度增加而增加;1 号剖面 Hg,2 号剖面 Cr、Ni 和 Pb 以及 3 号剖面 Cu、Cr、Pb 和 Zn 含量随深度增加先降低后增加。这与其他研究结果具有一致性。如内蒙古某冶炼厂周边玉米地深层土壤 Zn 含量高于表层和中层<sup>[23]</sup>;武安市矿山镇耕作层土壤 Cr 和 As 含量低于下层,上团城乡表层 Pb 含量低于下层<sup>[24]</sup>;湖南省湘潭县某镇 Cr 含量随深度增加而增加,Ni 含量随深度增加先减小后增大<sup>[22]</sup>;武夷山茶园潮砂土表层 Cu、Zn 和 Pb 含量小于中/下层<sup>[25]</sup>。这可能是由于土壤重金属受自身理化特征和外界环境等因素影响<sup>[22]</sup>。

随 pH 升高,土壤对 Cr 的吸附作用降低,Cr 的移动性相应增加<sup>[26]</sup>;此外,重金属垂直迁移与土壤密度也存在一定关系,在中层土壤通透性好,在深层土壤密度大、保水性好的情况下,重金属垂直分布会出现先降低后升高的趋势<sup>[23,27]</sup>。综上所述,研究区土壤 Cd 和 As 可能主要来自于人为污染源,其他重金属来源需做进一步解析。

外源重金属通过大气降尘、固废堆积(如煤矸石等)、灌溉水和农业投入品等途径迁移至农田土壤中<sup>[28]</sup>。研究外源物质中的重金属有助于解析重金属的迁移介质,方便进一步明确重金属来源。表 3 显示,除灌溉水外,8 种重金属在各环境介质中均有检出。8 种重金属在大气降尘、煤矸石和农业化肥中含量分别为 0~105.87、0~165.79 和 0.10~68.67 mg·kg<sup>-1</sup>,表明重金属可通过这些介质进入农田土壤。其中,大气降尘和煤矸石 Cd 平均含量(分别为 0.44 和 1.13 mg·kg<sup>-1</sup>)高于农业化肥(0.11 mg·kg<sup>-1</sup>),超过土壤 Cd 风险筛选值(0.30 mg·kg<sup>-1</sup>,pH≤5.5,水田)。农业化肥 As 平均含量(30.70 mg·kg<sup>-1</sup>)超过大气降尘和煤矸石(分别为 1.24 和 0.43 mg·kg<sup>-1</sup>),大于土壤 As 风险筛选值(30.00 mg·kg<sup>-1</sup>,pH≤6.5,水田)。

### 2.4 污染源解析

重金属元素间相关性可用于判断重金属同源性。8 种重金属相关性分析结果(表 4)表明,土壤 Cr 与 Ni、Cu 与 Ni 以及 Pb 与 Zn 之间存在极显著相关关系( $P < 0.01$ ),这与空间分布格局一致,进一步表明两两元素可能来自相同污染源,或污染源贡献比例类似。

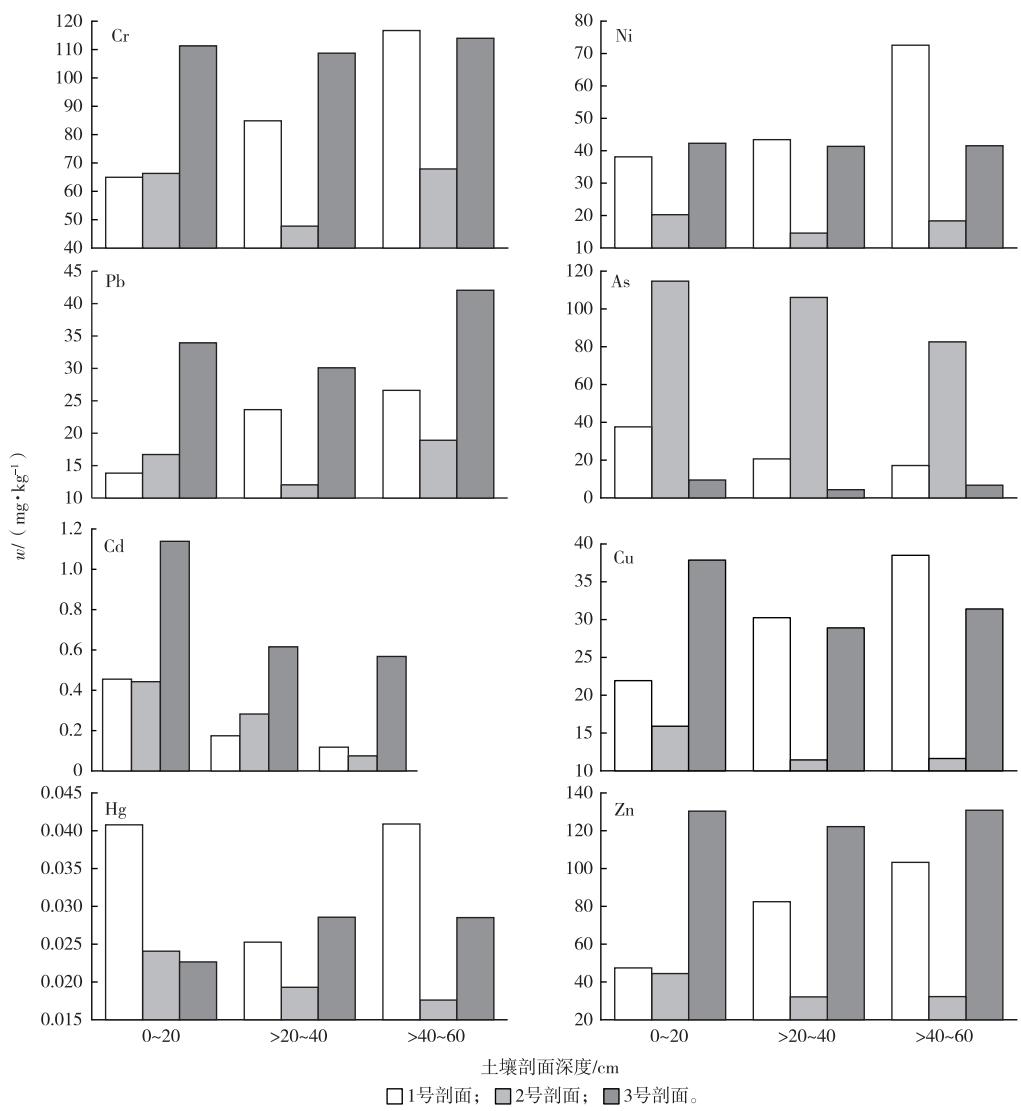


图3 土壤剖面重金属含量  
Fig. 3 Vertical distribution of heavy metal

表3 外源物质重金属含量

Table 3 Heavy metal content in environmental media

元素	w/(mg·kg⁻¹)				灌溉水
	土壤样品	煤矸石	农业化肥	大气降尘	
Cd	1.24±1.91	1.13±0.35	0.11±0.01	0.44±0.24	ND
Hg	0.02±0.04	0.29±0.05	0.33±0.07	0.04±0.02	ND
Cu	27.67±21.91	84.03±8.99	12.10±0.31	18.08±5.77	ND
Cr	106.87±66.16	95.33±18.50	35.72±26.21	61.88±14.22	0.04±0.01
Zn	150.05±224.80	123.67±15.53	44.87±16.39	79.17±24.88	0.15±0.02
Pb	42.45±95.19	33.13±4.60	9.20±7.19	17.17±3.58	ND
As	21.85±40.89	0.43±0.29	30.70±33.28	1.24±0.54	0.38±0.04
Ni	41.40±41.68	131.00±17.09	15.84±3.10	26.57±14.98	0.02±0.01

土壤 Cu 与 Hg、Zn 与 Cr 之间存在显著相关性( $P<0.05$ )。8 种重金属不仅内部相互影响,而且可能受多种外在因素综合影响,需采用主成分分析法(PCA)进一步识别重金属之间的关系及来源。

采用主成分分析法对研究区重金属含量进行降维处理,并采用二维因子载荷对各污染组分进行分类,可有效解析土壤重金属污染来源及贡献率<sup>[4]</sup>。采用 SPSS 18.0 软件进行主成分分析,结果见表 5。

表 5 显示, 提取特征值大于 1 的 3 个主成分, 第 1、2 和 3 主成分方差贡献率分别为 47.27%、19.15% 和 13.57%, 可以解释总变量方差的 80.00%, 第 1 主成

分显著影响区域土壤重金属含量。采用主成分分析法明确重金属主成分个数后, 采用 PMF 模型进一步识别重金属主要污染源及其贡献率。

表 4 土壤重金属相关性分析

Table 4 Correlations of soil heavy metal

元素	Hg	Cr	Cu	Ni	Zn	Pb	As
Cd	0.38 **	0.47 **	0.46 **	0.59 **	0.52 **	0.63 **	0.14
Hg		0.27 **	0.22 *	0.31 **	0.09	0.08	0.02
Cr			0.76 **	0.90 **	0.21 *	0.23 *	0.07
Cu				0.82 **	0.35 **	0.38 **	0.26 **
Ni					0.29 **	0.33 **	0.27 **
Zn						0.90 **	0.16
Pb							0.34 **

\* 表示  $P < 0.05$ , \*\* 表示  $P < 0.01$ 。

表 5 主成分分析结果

Table 5 Results of PCA

主成分	特征值	方差/%	累积方差/%
1	3.78	47.27	47.27
2	1.53	19.15	66.42
3	1.08	13.57	80.00
4	0.93	11.64	91.63
5	0.34	4.20	95.83
6	0.20	2.52	98.38
7	0.08	1.03	99.39
8	0.05	0.61	100.00

采用 PMF 5.0 软件对研究区 8 种重金属来源进行解析, 得到 3 种重金属污染源对各重金属的贡献率(图 4)。PMF 模型运行结果信噪比  $S:N$  大于 1,  $Q(\text{robust})/Q(\text{true}) = 0.30$ , 小于 1.5, 运算结果可靠<sup>[13]</sup>。

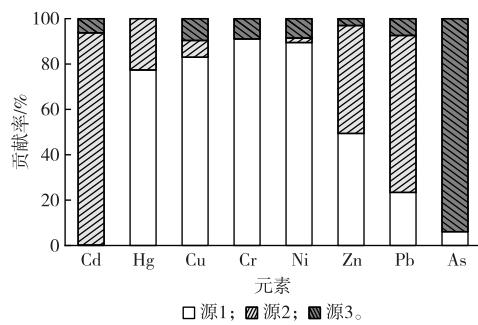


图 4 不同源对研究区土壤重金属的贡献率

Fig. 4 Contribution rate of different sources to soil heavy metals in the study area

图 4 显示, 源 1 对土壤重金属贡献率为 64.20%, 且对 Cu、Cr 和 Ni 贡献率较高, 分别为 83.00%、93.80% 和 89.40%。各剖面上、中和下层

土壤 Cu、Cr 和 Ni 含量无明显差异(图 3), Cu、Cr 和 Ni 受人为污染源影响的可能性相对较小<sup>[29]</sup>。张晓文<sup>[30]</sup>调查湖南某工业区土壤重金属污染情况发现, Cr 和 Ni 含量小于背景值, 说明这两种元素受自然因素影响较大; 刘昭玥等<sup>[12]</sup>在汝城县调查发现, Cu、Cr 和 Ni 3 种重金属可能同源, 且受成土母质影响较大。笔者研究中, 土壤 Cu 和 Ni 平均含量小于背景值, 进一步表明这 2 种重金属可能受土壤母质影响较大。与此同时, 土壤 Cu、Cr 和 Ni 存在极显著相关关系且空间分布特征相似, 表明 3 种重金属极可能同源。因此, 研究区土壤 Cu、Cr 和 Ni 主要来自土壤本底。源 1 解释为土壤本底。

源 2 对土壤重金属贡献率为 23.10%, 对 Cd 贡献率最高, 达到 93.70%。研究区土壤 Cd 含量在垂直分布上呈明显差异(图 3), 即上层>中层>下层, 表明 Cd 可能受人为活动影响强烈。土壤 Cd 常以伴生元素存在于多种矿产中, 我国多数煤矿含有丰富的 Cd, 如泰安煤矿区周边土壤 Cd 含量显著高于其他地区<sup>[31]</sup>, 攀枝花某煤矿区土壤 Cd 超风险管制值点位率达 41.70%<sup>[32]</sup>。煤矿中的 Cd 通过煤矸石在风力或地表径流作用下逐渐迁移至周围农田<sup>[31-32]</sup>, 造成土壤 Cd 污染。笔者研究中, 土壤 Cd 含量为  $0.08 \sim 13.50 \text{ mg} \cdot \text{kg}^{-1}$ , 超风险筛选值点位率为 86.00%, 超风险管制值点位率为 23.00%。与此同时, 大气降尘和煤矸石 Cd 平均含量分别为  $0.44$  和  $1.13 \text{ mg} \cdot \text{kg}^{-1}$ , 远高于灌溉水和农业化肥(平均含量分别为 0 和  $0.11 \text{ mg} \cdot \text{kg}^{-1}$ ), 表明 Cd 主要是通过煤矸石、大气沉降等方式迁移到农田土壤中。结合研究区土壤 Cd 空间分布, 即土壤 Cd 含量高值区主要集中在矿区周边, 距矿区越近, Cd 含量就越高, 呈明显空间自相关性, 因此, 源 2 解释为煤

矿区活动。

源3对土壤重金属贡献率为12.60%,对As贡献率最高,为93.90%。土壤剖面As含量在垂直分布上呈明显差异(图3),即上层>中层>下层,表明其可能受到人为因素影响。多项研究结果<sup>[33-35]</sup>表明,磷肥是土壤As污染的重要来源。HARTLEY等<sup>[33]</sup>发现长期施用磷肥的公园草地土壤磷含量与未施用磷肥相比增加近1倍;余垚等<sup>[34]</sup>发现我国161种含磷肥料As含量为0.03~90.10 mg·kg<sup>-1</sup>;封朝晖等<sup>[35]</sup>发现我国含磷肥料As含量为4.41~57.7 mg·kg<sup>-1</sup>,复混肥料及水溶性肥料As含量为0~453.93 mg·kg<sup>-1</sup>。因此,高As肥料的施用存在一定环境风险。笔者研究中,农业肥料As含量为6.56~68.67 mg·kg<sup>-1</sup>,同时结合研究区土壤As含量空间分布情况,即土壤As含量低值区面积大、范围广,分布较为均匀,空间自相关性较差,与矿区位置关系不明显,推断土壤As主要来自高As肥料的长期施用。因此,源3解释为农业源。

### 3 结论

调查区域土壤重金属存在超风险筛选值和风险管控值情况,土壤Cd、Cu、Cd、Ni、Zn、Pb和As含量超风险筛选值且不超过风险管制值点位率分别为63.00%、15.00%、14.00%、19.00%、10.00%、4.00%和16.00%,土壤Cd、Zn、Pb和As含量超风险管制值点位率分别为23.0%、2.00%、2.00%和3.00%。根据污染源解析结果,土壤重金属主要来自于3种源。其中,土壤本底贡献率为64.20%,对Cu、Cr和Ni贡献率较高,分别为83.00%、90.80%和89.40%;矿区活动贡献率为23.10%,对Cd贡献率最高,达93.70%;农用化肥施用贡献率为12.60%,对As贡献率最高,为93.90%。

土壤重金属污染不仅对土壤生态、动植物生长造成影响,还可通过农作物进入人体,进而危害人群健康。在开展土壤重金属污染评价与源解析的同时,应进一步开展土壤-作物系统重金属迁移和重金属对人体健康的风险评估研究,以全面深入认识研究区重金属危害,为地方土壤污染防治工作提供数据支撑。

### 参考文献:

- [1] ZHAO J Y, YE Z H, ZHONG H. Rice Root Exudates Affect Microbial Methylmercury Production in Paddy Soils [J]. Environmental Pollution, 2018, 242: 1921-1929.
- [2] 赵家印,席运官,代慧杰,等.钝化剂与有机肥配施对土壤有效态重金属及其在生菜中累积的影响 [J].生态与农村环境学报, 2019, 35(11): 1460-1467. [ZHAO Jia-yin, XI Yun-guan, DAI Hui-jie, et al. Effects of Compost Combined With Amendments on Available Copper and Cadmium in Soil and Their Accumulation in Romaine [J]. Journal of Ecology and Rural Environment, 2019, 35(11): 1460-1467.]
- [3] BU Q W, LI Q S, ZHANG H D, et al. Concentrations, Spatial Distributions, and Sources of Heavy Metals in Surface Soils of the Coal Mining City Wuhai, China [J]. Journal of Chemistry, 2020; 4705954.
- [4] 韩存亮,罗炳圣,常春英,等.基于多种方法的区域农业土壤重金属污染成因分析研究 [J].生态与农村环境学报, 2022, 38(2): 176-183. [HAN Cun-liang, LUO Bing-sheng, CHANG Chun-ying, et al. Identifying the Source of Soil Heavy Metal Pollution in Regional Agricultural Area Based on Multiple Methods [J]. Journal of Ecology and Rural Environment, 2022, 38(2): 176-183.]
- [5] 生态环境部,国家市场监督管理总局.土壤环境质量农用地土壤污染风险管控标准(试行):GB 15618—2018[S].
- [6] 高园园,张海军,孔璐璐,等.丹江口库区农田土壤重金属分布和来源解析 [J].环境科学与技术, 2020, 43(8): 211-218. [GAO Yuan-yuan, ZHANG Hai-jun, KONG Lu-lu, et al. Source Apportionments and Spatial Distribution of Heavy Metal Contamination in Soils of Danjiangkou Reservoir [J]. Environmental Science & Technology, 2020, 43(8): 211-218.]
- [7] HUANG S S, LIAO Q L, HUA M, et al. Survey of Heavy Metal Pollution and Assessment of Agricultural Soil in Yangzhong District, Jiangsu Province, China [J]. Chemosphere, 2007, 67(11): 2148-2155.
- [8] 中华人民共和国农业农村部.耕地污染治理效果评价准则:NY/T 3343—2018[S].
- [9] 方文稳,张丽,叶生霞,等.安庆市降尘重金属的污染评价与健康风险评价 [J].中国环境科学, 2015, 35(12): 3795-3803. [FANG Wen-wen, ZHANG Li, YE Sheng-xia, et al. Pollution Evaluation and Health Risk Assessment of Heavy Metals from Atmospheric Deposition in Anqing [J]. China Environmental Science, 2015, 35(12): 3795-3803.]
- [10] 中华人民共和国环境保护部.土壤和沉积物12种金属元素的测定 王水提取-电感耦合等离子体质谱法:HJ 803—2016[S].
- [11] 中华人民共和国环境保护部.土壤和沉积物汞、砷、硒、铋的测定 微波消解/原子荧光法:HJ 680—2013[S].
- [12] 刘昭玥,费杨,师华定,等.基于UNMIX模型和莫兰指数的湖南省汝城县土壤重金属源解析 [J].环境科学研究, 2021, 34(10): 2446-2458. [LIU Zhao-yue, FEI Yang, SHI Hua-ding, et al. Source Apportionment of Soil Heavy Metals in Rucheng County of Hunan Province Based on UNMIX Model Combined with Moran Index [J]. Research of Environmental Sciences, 2021, 34(10): 2446-2458.]
- [13] United States Environmental Protection Agency. EPA Positive Matrix Factorization (PMF) 5.0 Fundamentals and User Guide [EB/OL]. [2022-07-13]. [https://www.epa.gov/sites/default/files/2015-02/documents/pmf\\_5.0\\_user\\_guide.pdf](https://www.epa.gov/sites/default/files/2015-02/documents/pmf_5.0_user_guide.pdf).
- [14] 赵杰,罗志军,赵越,等.环鄱阳湖区农田土壤重金属空间分布及污染评价 [J].环境科学学报, 2018, 38(6): 2475-2485. [ZHAO Jie, LUO Zhi-jun, ZHAO Yue, et al. Spatial Distribution and Pollution Assessment of Heavy Metals in Farmland Soils in

- Poyang Lake Area [J]. *Acta Scientiae Circumstantiae*, 2018, 38 (6): 2475–2485.]
- [15] 魏复盛, 陈静生, 吴燕玉, 等. 中国土壤元素背景值 [M]. 北京: 中国环境科学出版社, 1990; 330–483.
- [16] LIU X Y, SHI H D, BAI Z K, et al. Heavy Metal Concentrations of Soils near the Large Open-cast Coal Mine Pits in China [J]. *Chemosphere*, 2020, 244: 125360.
- [17] HUANG Y, WANG L Y, WANG W J, et al. Current Status of Agricultural Soil Pollution by Heavy Metals in China: A Meta-analysis [J]. *Science of the Total Environment*, 2019, 651: 3034–3042.
- [18] 马宏宏, 余涛, 杨忠芳, 等. 典型区土壤重金属空间插值方法与污染评价 [J]. *环境科学*, 2018, 39 (10): 4684–4693. [ MA Hong-hong, YU Tao, YANG Zhong-fang, et al. Spatial Interpolation Methods and Pollution Assessment of Heavy Metals of Soil in Typical Areas [J]. *Environmental Science*, 2018, 39 (10): 4684–4693.]
- [19] 贾亚琪, 程志飞, 刘品祯, 等. 煤矿区周边农田土壤重金属积累特征及生态风险评价 [J]. *土壤通报*, 2016, 47 (2): 474–479. [ JIA Ya-qi, CHENG Zhi-fei, LIU Pin-zhen, et al. Accumulation Characteristics of Heavy Metals in Agricultural Soil around the Mining Area and Ecological Risk Assessment [J]. *Chinese Journal of Soil Science*, 2016, 47 (2): 474–479.]
- [20] ZHANG C S, LUO L, XU W L, et al. Use of Local Moran's *I* and GIS to Identify Pollution Hotspots of Pb in Urban Soils of Galway, Ireland [J]. *Science of the Total Environment*, 2008, 398 (1/2/3): 212–221.
- [21] 赵津, 刘汝海, 金嘉欣, 等. 子牙新河下游湿地土壤重金属垂直分布及形态特征 [J]. *环境化学*, 2016, 35 (10): 2044–2050. [ ZHAO Jin, LIU Ru-hai, JIN Jia-xin, et al. Vertical Distribution and Speciation Characteristics of Heavy Metals in Wetlands Soils of Ziyixin River Downstream [J]. *Environmental Chemistry*, 2016, 35 (10): 2044–2050.]
- [22] 窦伟强, 安毅, 秦莉, 等. 农田土壤重金属垂直分布迁移特征及生态风险评价 [J]. *环境工程*, 2021, 39 (2): 166–172. [ DOU Wei-qiang, AN Yi, QIN Li, et al. Characteristics of Vertical Distribution and Migration of Heavy Metals in Farmland Soils and Ecological Risk Assessment [J]. *Environmental Engineering*, 2021, 39 (2): 166–172.]
- [23] 史锐, 岳荣, 张红. 有色金属采选冶基地周边土壤中重金属纵向分层研究 [J]. *土壤通报*, 2016, 47 (1): 186–191. [ SHI Rui, YUE Rong, ZHANG Hong. Research on Vertical Distribution of Heavy Metal in Soil around Non-ferrous Metal Industry Area [J]. *Chinese Journal of Soil Science*, 2016, 47 (1): 186–191.]
- [24] 曹羽飞, 黄亚楠, 丁九龙. 典型矿业城市土壤重金属污染的垂直分布规律研究: 以武安市为例 [J]. *科技资讯*, 2015, 13 (4): 107. [ CAO Yu-fei, HUANG Ya-nan, DING Jiu-long. Study on Vertical Distribution of Heavy Metal Pollution in Soil of Typical Mining Cities: A Case Study of Wu'an City [J]. *Science & Technology Information*, 2015, 13 (4): 107.]
- [25] 陈玉真, 王峰, 吴志丹, 等. 武夷山市 5 种类型茶园土壤重金属剖面分布特征 [J]. *茶叶学报*, 2015, 56 (3): 159–164. [ CHEN Yu-zhen, WANG Feng, WU Zhi-dan, et al. Vertical Distribution of Heavy Metals in Five Types of Soils from Tea Plantations at Wuyi-han [J]. *Acta Tea Sinica*, 2015, 56 (3): 159–164.]
- [26] 李桂菊, 何迎春, 丁绍兰, 等. 制革污泥农用中土壤对铬的吸附特性 [J]. *中国皮革*, 2002, 31 (5): 7–9. [ LI Gui-ju, HE Ying-chun, DING Shao-lan, et al. Adsorption Characteristic of Chrome in Tannery Sludge Amended-soils in Agriculture [J]. *China Leather*, 2002, 31 (5): 7–9.]
- [27] KAKAREKA S V, SALIVONCHIK S V. Forecasting Heavy Metal Pollution of Soils in an Administrative District of Belarus [J]. *Geography and Natural Resources*, 2017, 38 (3): 295–302.
- [28] ZHAO F J, MA Y, ZHU Y G, et al. Soil Contamination in China: Current Status and Mitigation Strategies [J]. *Environmental Science & Technology*, 2015, 49 (2): 750–759.
- [29] 于靖靖, 师华定, 王明浩, 等. 湘江子流域重点污染企业影响区土壤重金属镉污染源识别 [J]. *环境科学研究*, 2020, 33 (4): 1013–1020. [ YU Jing-jing, SHI Hua-ding, WANG Ming-hao, et al. Identification of Soil Cadmium Pollution Sources in Affected Areas of Key Pollution Enterprises in Xiangjiang Sub-basin [J]. *Research of Environmental Sciences*, 2020, 33 (4): 1013–1020.]
- [30] 张晓文. 湖南某工业区土壤及水稻重金属污染源解析 [D]. 北京: 中国农业科学院, 2019. [ ZHANG Xiao-wen. Apportionment of Heavy Metal Pollution Sources of Soil and Rice in an Industrial Area of Hunan Province [D]. Beijing: Chinese Academy of Agricultural Sciences, 2019.]
- [31] YAN T T, ZHAO W J, YU X Y, et al. Evaluating Heavy Metal Pollution and Potential Risk of Soil around a Coal Mining Region of Tai'an City, China [J]. *Alexandria Engineering Journal*, 2022, 61 (3): 2156–2165.
- [32] 张拓, 王鑫蹇, 陈芯怡, 等. 攀枝花煤矿区周围农田重金属污染特征及风险分析 [J]. *地球与环境*, 2022, 50 (2): 192–201. [ ZHANG Tuo, WANG Xin-jian, CHEN Xin-qi, et al. Characteristics and Risk Analysis of Heavy Metal Pollution in Farmland around Panzhihua Coal Mining Area [J]. *Earth and Environment*, 2022, 50 (2): 192–201.]
- [33] HARTLEY T N, MACDONALD A J, MCGRATH S P, et al. Historical Arsenic Contamination of Soil Due to Long-term Phosphate Fertiliser Applications [J]. *Environmental Pollution*, 2013, 180: 259–264.
- [34] 余垚, 朱丽娜, 郭天亮, 等. 我国含磷肥料中镉和砷土壤累积风险分析 [J]. *农业环境科学学报*, 2018, 37 (7): 1326–1331. [ YU Yao, ZHU Li-na, GUO Tian-liang, et al. Risk Assessment of Cadmium and Arsenic in Phosphate Fertilizer [J]. *Journal of Agro-environment Science*, 2018, 37 (7): 1326–1331.]
- [35] 封朝晖, 刘红芳, 王旭. 我国主要肥料产品中有害元素的含量与评价 [J]. *中国土壤与肥料*, 2009 (4): 44–47. [ FENG Zhao-hui, LIU Hong-fang, WANG Xu. Toxic Substances Contents in Fertilizers and Its Environmental Risk Assessment in China [J]. *Soil and Fertilizer Sciences in China*, 2009 (4): 44–47.]

**作者简介:** 赵家印(1990—), 男, 助理研究员, 硕士, 主要研究方向为良好土壤保持与重金属污染农田土壤修复。E-mail: zhaojiayin@nies.org

(责任编辑: 王昌群)

DOI: 10.19741/j.issn.1673-4831.2022.0633

徐富锦,常会庆.污泥堆肥替代氮肥对石灰性褐土肥力、小麦产量和品质的影响[J].生态与农村环境学报,2022,38(11):1482–1490.

XU Fu-jin, CHANG Hui-qing. Effects of Sludge Composting to Replace Nitrogen Fertilizer on Cinnamon Soil Fertility, Yield and Quality of Wheat [J]. Journal of Ecology and Rural Environment, 2022, 38(11): 1482–1490.

# 污泥堆肥替代氮肥对石灰性褐土肥力、小麦产量和品质的影响

徐富锦, 常会庆<sup>①</sup> (河南科技大学农学院, 河南 洛阳 471003)

**摘要:** 为探究不同比例污泥堆肥替代氮肥施用对石灰性褐土土壤肥力特征影响及污泥堆肥过量施用的养分淋失风险。采用田间试验, 分别设置不施氮肥处理(WN)、常规施肥处理(S0)和5种污泥堆肥替代氮肥比例处理(替代比例分别为20%、50%、100%、200%、300%, 代号依次为S1、S2、S3、S4、S5), 选择小麦拔节期和成熟期采集样品进行分析。结果表明: 相较于常规施肥处理, 污泥堆肥替代氮肥增加了土壤有机碳、速效磷、速效钾、硝态氮含量及综合肥力; 污泥堆肥替代氮肥处理拔节期土壤pH值、铵态氮含量显著降低, 成熟期土壤铵态氮含量显著提高, 但成熟期pH值没有显著变化; 土壤全氮含量在替代氮肥100%条件下开始显著增加。污泥堆肥替代氮肥各处理全氮单因子指数等级表现为I级清洁类型, 土壤有机指数在替代氮肥100%条件下达到II级较清洁类型。替代氮肥20%处理的氮肥偏生产力和氮肥农学效率最大, 与S0处理相比分别增加2.17%和43.33%, 且小麦产量最高; 污泥堆肥替代氮肥比例不超过100%时, 小麦籽粒中淀粉、蛋白质和干面筋含量较常规施肥处理均有所增加。可见, 污泥堆肥替代20%氮肥施用有利于土壤养分的保持和氮肥农学效率的提高, 并且污泥堆肥施用处理养分淋失风险小, 小麦产量和品质也不会降低。

**关键词:** 污泥堆肥; 养分; 氮肥利用率; 风险评价; 作物产量

中图分类号: X53 文献标志码: A 文章编号: 1673-4831(2022)11-1482-09

**Effects of Sludge Composting to Replace Nitrogen Fertilizer on Cinnamon Soil Fertility, Yield and Quality of Wheat.** XU Fu-jin, CHANG Hui-qing<sup>①</sup> (School of Agriculture, Henan University of Science and Technology, Luoyang 471003, China)

**Abstract:** The effects of different proportions of sludge compost as nitrogen fertilizer on fertility characteristics of cinnamon soil and the risk of nutrient leaching caused by excessive application of sludge compost were explored. In this study, field experiments were conducted to set up no nitrogen fertilizer treatment (WN), conventional fertilization treatment (S0) and five treatments with different ratios of sludge compost replacing nitrogen fertilizer (20%, 50%, 100%, 200%, 300%, respectively denoted as S1, S2, S3, S4, S5), and samples of wheat were collected during jointing and maturity stages for analysis. The results show that compared with conventional fertilization treatment, the replacement of nitrogen fertilizer with sludge compost increased soil organic carbon, available phosphorus, available potassium, nitrate nitrogen contents and comprehensive fertility. Substituting nitrogen fertilizer with sludge compost significantly reduced soil pH value and ammonium nitrogen content at jointing stage, and soil ammonium nitrogen content increased significantly at maturity stage, but pH value did not change significantly. Soil total nitrogen content began to increase significantly when 100% nitrogen fertilizer was replaced. After the nitrogen fertilizer was replaced by sludge compost, the single factor index of total nitrogen showed at clean type I, and the soil organic index reached to clean type II when sludge compost replaced 100% of nitrogen fertilizer. The partial productivity and nitrogen utilization efficiency of nitrogen fertilizer were the highest under the treatment of replacing nitrogen fertilizer by 20%, which increased by 2.17% and 43.33%, respectively, and the wheat yield was the highest. When the proportion of nitrogen fertilizer replaced by sludge compost did not exceed 100%, the content of starch, protein dry gluten and wet gluten in wheat grains increased compared with that of the conventional fertilization treatment. It can be seen that replacing 20% of nitrogen fertilizer application with sludge compost is not only conducive to the maintenance of soil nutrients and the improvement of nitrogen fertilizer utilization rate, but also the risk of nutrient leaching by

收稿日期: 2022-06-24

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(41571319); 第四批智汇郑州·1125聚才计划创新领军人才项目

① 通信作者 E-mail: hqchang@126.com

sludge compost application is low, and the yield and quality of wheat will not be reduced.

**Key words:** sludge compost; nutrient; nitrogen use efficiency; risk assessment; crop yield

化肥的使用对我国粮食作物增产的贡献巨大,其中,氮素又是限制作物产量的主要元素之一<sup>[1]</sup>。我国是肥料消费大国,氮肥消费量约占世界氮肥消费量的35%。虽然高投入的氮肥保证了作物产量,但我国氮肥平均利用率仅约为30%<sup>[2]</sup>,氮肥的过量施用会导致氮肥利用效率低下,并且氮素流失会造成一系列环境问题<sup>[3]</sup>。大量研究<sup>[4]</sup>表明,有机投入品的施用或配施能显著增加土壤养分供应强度,调节养分释放速率,缓解土壤氮素淋失,有利于培肥土壤和增加作物产量。因此,合理的替代施肥是提高氮肥利用率、实现化肥施用零增加目标和农业可持续发展的重要途径。

我国污泥产量巨大<sup>[5]</sup>,其无害化与资源化处置迫在眉睫。国家《“十四五”城镇污水处理及资源化利用发展规划》明确提出污泥无害化处理满足相关标准后,可用于土地改良、园林绿化和农业利用等。目前,欧美国家用来改善土壤或作为农作物肥料的污泥堆肥比例约为60%<sup>[6]</sup>,而我国污泥堆肥后农用率不高<sup>[7]</sup>,但污泥堆肥作为一种无害化处理的有机物料,其氮、磷、有机质含量丰富,适量施用有利于作物产量和品质的提高<sup>[8]</sup>,并且随着城市污泥堆肥在农用率、环境效应和控制标准要求方面的提高,污泥堆肥中重金属含量在逐年降低,重金属风险在降低。所以污泥堆肥施用越来越受到人们的重视<sup>[9]</sup>。然而,过量施用污泥堆肥也会导致土壤碳、氮、磷大量累积,增加其淋失风险和对环境的危害<sup>[10]</sup>。因此,选择合理的污泥堆肥替代氮肥比例是其安全施用的重要依据。

小麦是北方石灰性土壤(包括石灰性褐土)上

种植的主要作物类型,与水稻、油葵等作物相比,其对重金属的富集积累作用较弱<sup>[11]</sup>。石灰性褐土麦田广泛分布于中国干旱和半干旱地区,其盐基饱和度高,呈中性至碱性反应,且无害化污泥堆肥在该类土壤上农用的风险低<sup>[12]</sup>。因此,采用田间试验,通过设置不同比例污泥堆肥替代氮肥施用,开展污泥堆肥替代氮肥施用对石灰性褐土养分、氮素利用效率、养分淋失风险以及小麦产量和品质等参数的综合影响,旨在为石灰性褐土筛选适宜的污泥堆肥替代氮肥比例提供参考。

## 1 材料与方法

### 1.1 供试地点与材料

试验于河南科技大学开元农场开展,该农场位于河南省西部的洛阳市(34°41' N, 112°27' E),试验点地处温带大陆性季风气候区,年均气温为12.2~24.6 °C,无霜期在210 d以上,年降水量为528~800 mm,日照时数为2 200~2 300 h,年均湿度为60%~70%。供试土壤类型为褐土,土壤质地为壤土,其容重为1.44 g·cm<sup>-3</sup>,比重为2.58,孔隙度为43.99%,阳离子交换量为31.89 cmol·kg<sup>-1</sup>,电导率为1.01 mS·cm<sup>-1</sup>。所选污泥堆肥中镉、汞、铅、铬和砷含量分别为2.17、0.058、80.80、232.87和27.95 mg·kg<sup>-1</sup>,符合GB 4284—2018《农用污泥污染物控制标准》。供试作物为豫麦58,化学肥料为尿素(N质量含量为46%)、过磷酸钙(P<sub>2</sub>O<sub>5</sub>质量含量为16%)和氯化钾(K<sub>2</sub>O质量含量为60%)。土壤和污泥堆肥基本理化性质见表1。

表1 土壤和污泥堆肥基本理化性质

Table 1 Basic physical and chemical property of soil and sludge compost

供试材料	pH值	w(有机质)/%	w(全氮)/(g·kg <sup>-1</sup> )	w(速效磷)/(g·kg <sup>-1</sup> )	w(速效钾)/(g·kg <sup>-1</sup> )
褐土	7.61±0.03	0.73±0.07	0.52±0.02	0.014±0.001	0.140±0.001
污泥堆肥	7.28±0.10	20.38±0.98	8.32±0.25	0.240±0.008	3.270±0.001

数据为平均数±标准差(n=3)。

### 1.2 试验设计

采用田间试验开展研究,试验共设置7个处理:不施氮肥(WN)、常规施化肥(S0)、污泥堆肥替代氮肥20%(S1)、污泥堆肥替代氮肥50%(S2)、污泥堆肥替代氮肥100%(S3)、污泥堆肥替代氮肥200%(S4)和污泥堆肥替代氮肥300%(S5)。各处理除氮

肥施用量不同外,磷、钾肥施用量均一致,P<sub>2</sub>O<sub>5</sub>和K<sub>2</sub>O施用量分别为90和60 kg·hm<sup>-2</sup>。每个处理设置3次重复,采用完全随机区组设计,每个小区面积为2 m<sup>2</sup>。其中,常规施氮肥处理以1/3氮肥作为追肥,且S1、S2处理追肥量与常规施肥处理一致,其余处理不追肥;将各处理剩余氮肥作为基肥一次性施

入。磷、钾肥均作为基肥一次性施入大田。小麦播种采用人工开沟进行,播种量为  $15 \text{ kg} \cdot \text{hm}^{-2}$ ;在小麦拔节期开沟撒施追肥,具体施肥方案及施肥量见表2。试验期间按当地大田管理方式进行常规管理。

表2 不同处理施肥量

Table 2 Fertilizer application rates under different treatments  $\text{kg} \cdot \text{hm}^{-2}$ 

处理	基肥			追肥 (尿素)
	污泥堆肥	尿素	$\text{P}_2\text{O}_5$	
WN	0	0	90	60
S0	0	120	90	60
S1	4 150.08	84	90	60
S2	10 305.15	30	90	60
S3	20 610.30	0	90	60
S4	41 220.60	0	90	60
S5	61 830.90	0	90	60

WN 为不施氮肥, S0 为常规施化肥, S1~S5 分别为污泥堆肥替代氮肥 20%、50%、100%、200% 和 300%。施基肥时间为 2020-10-27, 施追肥时间为 2021-03-13。

### 1.3 样品采集与分析

在小麦拔节期和成熟期, 每个小区按 5 点法采集表层(0~20 cm) 土样, 剔除石砾和植物残根等杂物, 混合密封后带回实验室, 一部分土壤样品置于 4 ℃ 条件下保存, 用于土壤铵态氮和硝态氮测定; 采用氯化钾浸提-蒸馏法测定; 一部分土壤样品经风干、研磨后分别过 0.85 和 0.12 mm 孔径筛后用于土壤理化指标测定:pH 值采用  $V(\text{水}) : m(\text{土}) = 2.5 : 1$  电位法测定; 土壤有机质含量采用重铬酸钾容量法测定; 土壤全氮含量采用半微量开氏法测定; 土壤速效磷含量采用碳酸氢钠浸提-钼锑抗比色法测定; 土壤速效钾含量采用醋酸铵浸提-火焰光度计法测定。详细测定方法见文献[13]。小麦收获时, 将地上部分小麦全部收获, 按小区分开单独脱粒考种。人工脱粒后晒干称重记产, 同时记录每个小区的穗数、穗粒数和千粒重。利用近红外分析仪(DA7250) 测定小麦品质指标(淀粉、蛋白质、湿面筋、干面筋含量)。

### 1.4 数据处理与分析

#### 1.4.1 土壤肥力评价

根据全国第二次土壤普查养分分级标准和文献[14-15], 并结合生产实际, 将土壤 pH 值、有机质、全氮、速效磷和速效钾分为 3 个等级, 确定土壤养分等级评价标准(表3)。其中, 全国第二次土壤普查分级标准将土壤酸碱性分为强酸性( $<4.5$ )、弱酸性( $4.5 \sim <5.5$ )、微酸性( $5.5 \sim <6.5$ )、中性

( $6.5 \sim <7.5$ )、碱性( $7.5 \sim <8.5$ ) 和强碱性( $\geq 8.5$ ) 6 级。

表3 土壤养分分级标准

Table 3 Standard for soil nutrient classification

分级	$w(\text{有机质})/(g \cdot \text{kg}^{-1})$	$w(\text{全氮})/(g \cdot \text{kg}^{-1})$	$w(\text{速效磷})/(mg \cdot \text{kg}^{-1})$	$w(\text{速效钾})/(mg \cdot \text{kg}^{-1})$
缺乏	<20	<1.0	<12	<60
中等	20~40	1.0~2.0	12~30	60~180
丰富	>40	>2.0	>30	>180

结合实际情况, 选取 pH 值、有机质、全氮、速效磷和速效钾 5 个指标对开元农场褐土进行综合肥力评价。为了消除参评指标间的量纲差异, 对选定的 5 项土壤养分指标进行标准化处理, 将其转化为肥力系数(fertility coefficient, FC,  $C_F$ )<sup>[16]</sup>:

$$C_{F,i} = \begin{cases} 1 & x \leq x_a; \\ 1 + (x - x_a)/(x_c - x_a) & x_a < x \leq x_c; \\ 2 + (x - x_c)/(x_p - x_c) & x_c < x \leq x_p; \\ 3 & x > x_p. \end{cases} \quad (1)$$

式(1)中,  $C_{F,i}$  为分肥力值;  $x_a$ 、 $x_p$  分别为相应土壤养分缺乏、丰富的临界值;  $x_c$  为  $x_a$ 、 $x_p$  的平均值。对于土壤 pH 值而言,  $x_a$ 、 $x_p$  分别取值 4.5、8.5。

土壤综合肥力评价方法: 采用修正的内梅罗(Nemerow)指数法<sup>[17]</sup>计算土壤综合肥力指数(integrated fertility index, IFI,  $I_{IF}$ ):

$$I_{IF} = \sqrt{\frac{I_{IF,i,a}^2 + I_{IF,i,min}^2}{2} \times \frac{n-1}{n}}. \quad (2)$$

式(2)中,  $I_{IF,i,a}$  和  $I_{IF,i,min}$  分别为针对各项土壤养分指标测算的综合肥力指数中的平均值和最小值;  $n$  为参与评价的土壤养分指标个数, 取值为 5。根据综合肥力指数值将土壤综合肥力分为 4 个等级:  $<0.9$ , 贫瘠;  $0.9 \sim <1.8$ , 一般;  $1.8 \sim <2.7$ , 肥沃;  $\geq 2.7$ , 很肥沃。

#### 1.4.2 氮肥利用率相关计算<sup>[18]</sup>

氮肥偏生产力( $\text{PFP}, \text{kg} \cdot \text{kg}^{-1}$ ) 等于施氮区产量除以施氮量; 氮肥农学效率( $\text{AE}, \text{kg} \cdot \text{kg}^{-1}$ ) 等于施氮区籽粒产量与不施氮区籽粒产量差值除以施氮量。

#### 1.4.3 养分淋失风险评价

有机指数通常用作表征土壤环境状况, 可用来反映外源有机物添加导致的土壤有机碳淋失潜在风险。土壤中营养积累的潜在风险评价采用单因子指数法和综合污染指数法<sup>[19]</sup>。全氮评价标准值为  $4.85 \text{ mg} \cdot \text{g}^{-1}$ <sup>[20]</sup>。有机指数计算公式为

$$I_0 = w_{\text{TOC}} \times w_{\text{TN}} \times 0.95. \quad (3)$$

式(3)中,  $I_0$  为有机指数;  $w_{\text{TOC}}$  为土壤总有机碳质量含量实测值, %;  $w_{\text{TN}}$  为土壤总氮质量含量实测值, %。有机指数评价标准见表 4。

$$S_i = \frac{C_i}{C_s}, \quad (4)$$

$$F_F = \sqrt{\frac{F^2 + F_{\max}^2}{2}}. \quad (5)$$

式(4)~(5)中,  $S_i$  为标准指数(单因子指数);  $C_i$  为评价因子  $i$  的实际测定值,  $C_s$  为评价因子的标准评价值;  $F_F$  为综合污染指数;  $F$  为  $n$  项污染物污染指数平均值;  $F_{\max}$  为最大单项污染指数。

采用 Excel 2010 进行数据整理与统计分析, 采用 SPSS 17.0 进行数据方差分析和相关性分析, 不同处理间采用最小显著差数法(LSD)进行差异显著

性检验( $P < 0.05$ ), 采用 Origin 2021 作图。

表 4 有机指数评价标准

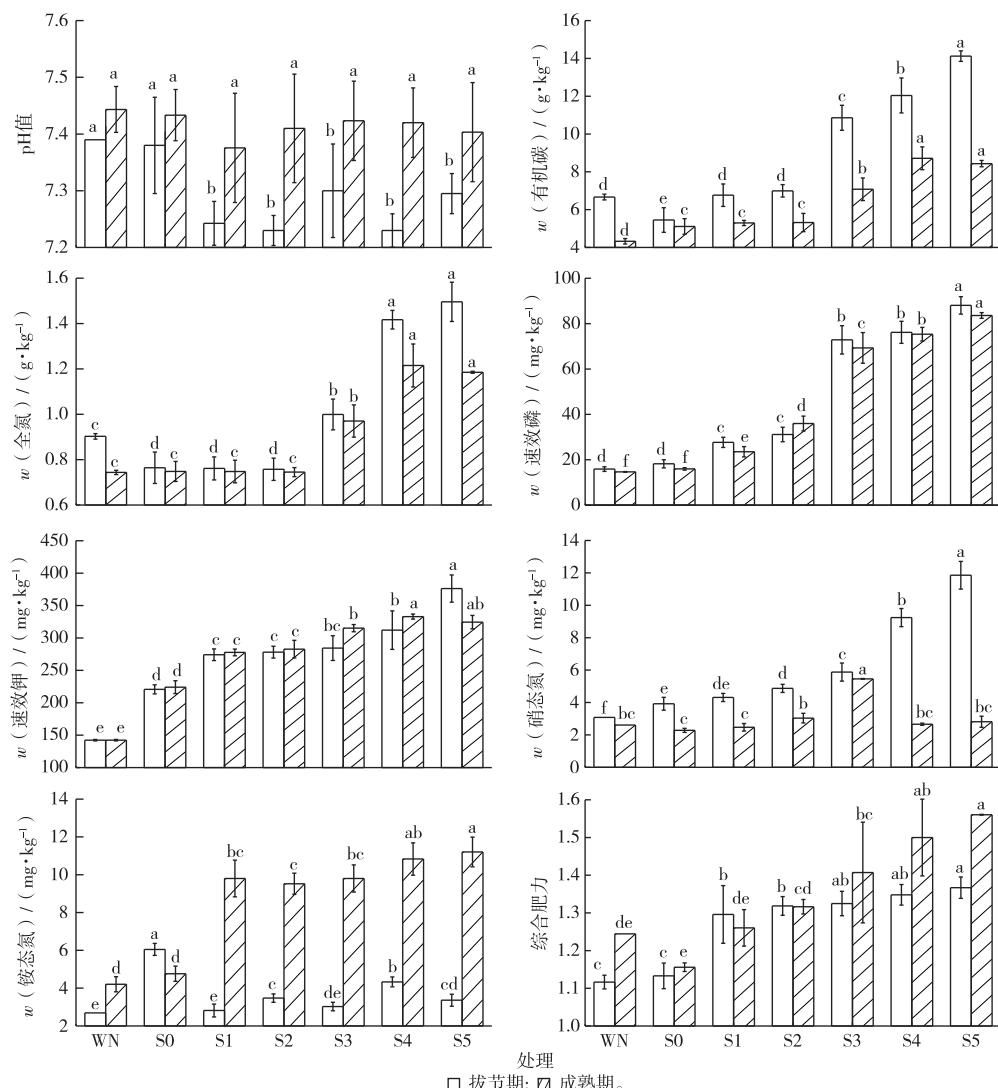
Table 4 Standard for organic index evaluation

等级	类型	有机指数 $I_0$	单因子指数 $S_i$	综合污染指数 $F_F$
I	清洁	$I_0 < 0.05$	$S_i < 0.5$	$F_F < 1.0$
II	较清洁	$0.05 \leq I_0 < 0.2$	$0.5 \leq S_i < 1.0$	$1.0 \leq F_F < 1.5$
III	中度污染	$0.2 \leq I_0 < 0.5$	$1.0 \leq S_i < 1.5$	$1.5 \leq F_F < 2.0$
IV	重度污染	$I_0 \geq 0.5$	$S_i \geq 1.5$	$F_F \geq 2.0$

## 2 结果与分析

### 2.1 污泥堆肥替代氮肥对表层土壤养分含量及肥力的影响

在小麦拔节期和成熟期不同污泥堆肥替代氮肥处理土壤 pH 及养分含量变化见图 1。



各处理代号含义见表 2。就同一生育期而言, 直方柱上方英文小写字母不同表示不同处理间某指标差异显著( $P < 0.05$ )。

图 1 拔节期和成熟期不同处理土壤养分变化

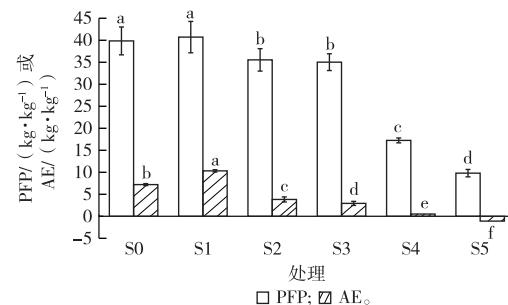
Fig. 1 Changes of soil nutrients in different treatments at jointing and maturity stages

污泥堆肥替代氮肥后土壤pH较S0处理呈下降趋势,其中,拔节期各污泥堆肥替代处理土壤pH较S0处理显著降低0.08~0.15个单位,成熟期未出现显著变化。污泥堆肥替代氮肥增加了拔节期和成熟期表层土壤硝态氮含量,其中,在拔节期,当替代氮肥比例超过20%时,表层土壤硝态氮含量较常规施肥处理分别显著增加24.29%、50.00%、135.71%和202.38%;在成熟期,仅S2、S3处理表层土壤硝态氮含量较S0处理分别显著增加33.14%和139.36%,其余处理没有显著变化。污泥堆肥替代氮肥显著降低拔节期表层土壤铵态氮含量,相较于S0处理,各污泥堆肥替代处理土壤铵态氮含量显著降低28.40%~53.44%;在成熟期,污泥堆肥替代氮肥显著增加表层土壤铵态氮含量,各污泥堆肥替代处理土壤铵态氮含量较S0处理显著增加99.99%~135.31%。另外,污泥堆肥不同比例替代氮肥增加了拔节期和成熟期土壤有机碳、全氮、速效磷和速效钾含量(图1),其中,各污泥堆肥替代处理土壤速效磷和速效钾含量均较常规施肥处理显著增加,且当替代氮肥比例超过50%时,土壤全氮含量增加显著。在拔节期,污泥堆肥替代氮肥各处理土壤有机碳含量较S0处理分别显著增加24.04%~159.08%;在成熟期,当替代氮肥比例超过50%时,土壤有机碳含量较S0处理显著增加38.55%~70.65%。在拔节期,污泥堆肥替代氮肥处理均显著增加土壤综合肥力指数;在成熟期,土壤综合肥力指数在替代氮肥比例超过20%时较S0处理显著增加13.79%~34.48%。

## 2.2 不同污泥堆肥替代处理土壤氮肥利用率

AE和PFP反映了氮肥吸收对作物产量的影

响。图2表明,随着污泥堆肥替代氮肥比例的增加,氮肥偏生产力和氮肥农学效率先增加后降低。与S0处理相比,S1处理氮肥农学效率显著增加43.33%,其余处理显著降低46.81%~115.14%( $P<0.05$ ),且各处理之间差异显著。图2还显示,S1处理氮肥偏生产力略高于S0处理,但并未表现出显著性差异,其他污泥堆肥替代处理相较于S0处理显著降低10.82%~75.41%。



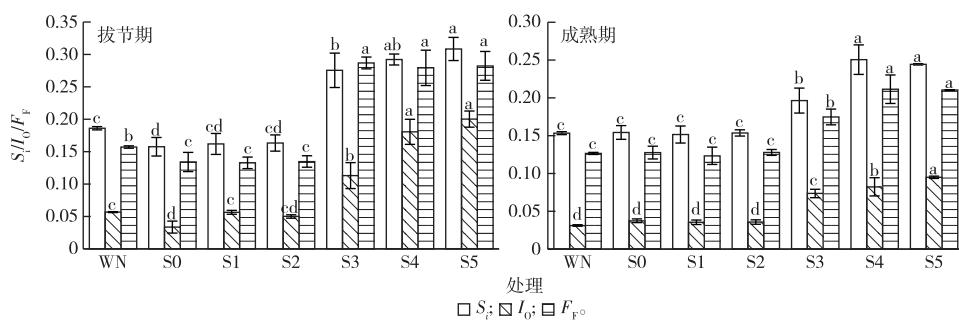
各处理代号含义见表2。就同一指标而言,直方柱上方英文小写字母不同表示不同处理间该指标差异显著( $P<0.05$ )。

图2 污泥堆肥替代处理氮肥偏生产力(PFP)和氮肥农学效率(AE)

Fig. 2 Agronomic efficiency and partial productivity of nitrogen fertilizer under sludge compost replacement treatments

## 2.3 污泥堆肥替代氮肥对土壤养分淋失风险的影响

污泥堆肥替代氮肥增加石灰性褐土综合肥力的同时,还增加了土壤养分累积风险(图3)。图3显示,在小麦拔节期和成熟期,污泥堆肥替代氮肥后土壤综合污染指数( $F_F$ )均小于1.0,全氮单因子指数( $S_i$ )均小于0.5。



各处理代号含义见表2。 $S_i$ 为全氮单因子指数, $I_0$ 为有机指数, $F_F$ 为综合污染指数。

就同一指标而言,直方柱上方英文小写字母不同表示不同处理间该指标差异显著( $P<0.05$ )。

图3 污泥堆肥替代氮肥后土壤养分淋失风险

Fig. 3 Risk of soil nutrient leaching after nitrogen fertilizer been replaced by sludge compost

在拔节期和成熟期,当替代氮肥比例超过50%

时,土壤全氮单因子指数较S0处理分别显著增加

75.00%~93.75%和33.33%~66.67% ( $P<0.05$ )，土壤综合污染指数较S0处理分别显著增加115.38%~123.08%和30.77%~61.54%，但均属于I级清洁类型。就土壤有机碳而言，在拔节期污泥堆肥替代氮肥后，S2处理土壤有机碳的有机指数( $I_o$ )较常规施肥处理增加48.51%，其他替代处理显著增加67.86%~495.83%，其中，S5处理土壤有机碳的有机指数为0.20，属于Ⅲ级中度污染，说明此时土壤碳素淋失风险较大；在成熟期，当污泥堆肥替代氮肥比例超过50%时，土壤有机碳的有机指数显著增加96.00%~153.33%，此时土壤有机碳为Ⅱ级较清洁类型，说明此时土壤碳素的淋失风险较常规施肥处理升高。

#### 2.4 污泥堆肥替代氮肥对小麦产量及品质的影响

小麦产量3要素由穗粒数、穗数和千粒重构成。由表5可知，随着污泥堆肥替代氮肥比例的提高，小麦穗粒数和产量都呈先增加后降低趋势。与S0处理相比，各污泥堆肥替代处理穗数较S0处理显著降

低7.82%~21.68% ( $P<0.05$ )，但S1、S2处理小麦穗粒数显著增加7.58%和11.41%，另外，S3处理小麦千粒重显著增加3.28%。S1处理小麦产量比S0处理增加2.17%，其余处理小麦产量均显著降低。这说明随着污泥堆肥替代氮肥比例的提高，冬小麦产量先增加后减少，整体表现为当污泥堆肥替代氮肥比例为20%时小麦产量可实现稳产高产。

污泥堆肥替代氮肥对小麦籽粒淀粉、蛋白质、干面筋和湿面筋含量变化的影响见表6。由表6可知，随着污泥堆肥替代氮肥比例的增加，小麦籽粒中淀粉和蛋白质含量呈增加趋势，但差异不显著；且污泥堆肥替代氮肥后小麦籽粒中湿面筋含量较S0处理有所降低，但仅S3处理显著降低13.45%；随着污泥堆肥替代氮肥比例的增加，小麦籽粒中干面筋含量呈现先增加后降低趋势，当替代比例超过50%时，籽粒干面筋含量有所降低，但均未达到显著水平。可见，污泥堆肥替代氮肥处理总体上不会对小麦品质造成显著影响。

表5 不同污泥堆肥替代处理小麦产量及其构成

Table 5 Wheat yield and composition under different sludge compost substitution treatments

处理	穗数/ $10^4 \text{ hm}^{-2}$	穗粒数	千粒重/g	产量/( $\text{kg} \cdot \text{hm}^{-2}$ )
WN	19.88±0.00 <sup>bc</sup>	44.30±0.00 <sup>cd</sup>	46.98±0.00 <sup>b</sup>	6 205.12±0.00 <sup>b</sup>
S0	22.51±0.47 <sup>a</sup>	45.23±0.39 <sup>cd</sup>	48.47±1.59 <sup>ab</sup>	7 173.34±569.37 <sup>a</sup>
S1	20.75±0.84 <sup>b</sup>	48.66±2.65 <sup>ab</sup>	47.90±1.43 <sup>ab</sup>	7 329.35±641.44 <sup>a</sup>
S2	18.83±0.82 <sup>c</sup>	50.39±1.00 <sup>a</sup>	49.88±2.00 <sup>ab</sup>	6 397.45±458.80 <sup>b</sup>
S3	19.64±0.80 <sup>bc</sup>	43.48±2.66 <sup>cd</sup>	50.06±2.08 <sup>a</sup>	6 304.42±342.90 <sup>b</sup>
S4	19.29±0.86 <sup>c</sup>	42.10±1.24 <sup>d</sup>	48.76±1.69 <sup>ab</sup>	6 208.81±200.85 <sup>b</sup>
S5	17.63±0.45 <sup>d</sup>	46.16±4.09 <sup>bc</sup>	48.50±1.34 <sup>ab</sup>	5 294.31±454.27 <sup>c</sup>

各处理代号含义见表2。同一列数据后英文小写字母不同表示不同处理间某指标差异显著 ( $P<0.05$ )。

表6 污泥堆肥替代氮肥对小麦籽粒品质的影响

Table 6 Effect of sludge compost replacing nitrogen fertilizer on wheat grain quality

处理	w/%			
	蛋白质	淀粉	干面筋	湿面筋
WN	13.25±0.00 <sup>a</sup>	74.21±0.00 <sup>ab</sup>	55.54±0.00 <sup>b</sup>	26.53±0.00 <sup>c</sup>
S0	13.98±0.20 <sup>a</sup>	74.16±0.22 <sup>ab</sup>	56.33±0.61 <sup>ab</sup>	28.41±0.80 <sup>a</sup>
S1	13.49±0.27 <sup>a</sup>	74.29±0.32 <sup>ab</sup>	56.37±0.69 <sup>ab</sup>	27.27±0.78 <sup>bc</sup>
S2	13.65±0.31 <sup>a</sup>	74.29±0.28 <sup>ab</sup>	57.03±0.67 <sup>a</sup>	27.67±0.75 <sup>ab</sup>
S3	12.50±0.78 <sup>b</sup>	74.56±0.26 <sup>a</sup>	56.52±0.70 <sup>ab</sup>	24.59±0.51 <sup>d</sup>
S4	13.61±0.61 <sup>a</sup>	74.45±0.34 <sup>ab</sup>	56.08±0.67 <sup>ab</sup>	27.72±0.69 <sup>ab</sup>
S5	13.64±0.18 <sup>a</sup>	74.14±0.11 <sup>b</sup>	55.70±0.53 <sup>b</sup>	27.71±0.12 <sup>ab</sup>

各处理代号含义见表2。同一列数据后英文小写字母不同表示不同处理间某指标差异显著 ( $P<0.05$ )。

### 3 讨论

#### 3.1 污泥堆肥替代氮肥对土壤肥力和氮肥利用效率的影响

适当比例的污泥堆肥替代氮肥有利于土壤有机质、全量养分及有效养分含量的维持和提高，减

少化肥施用的同时提升土壤肥力<sup>[21]</sup>。笔者研究中，土壤铵态氮含量在小麦生育期先降低后升高，可能是小麦进入养分吸收和干物质积累高峰的拔节期后，对土壤铵态氮吸收量大，导致铵态氮含量降低，但拔节期追施氮肥后提高了土壤铵态氮含量；在成熟期土壤硝态氮含量较低，可能是因为有机氮矿化

过程中释放氮素缓慢,再加上作物吸收利用及淋溶损失所致<sup>[22]</sup>。笔者研究得出,表层土壤有机碳、全氮和速效磷含量随污泥堆肥替代氮肥比例的增加而增加,且当替代比例超过50%时增加趋势更为明显,这与孟繁宇等<sup>[23]</sup>在对污泥堆肥改良盐碱土研究中得到的结论相吻合,说明污泥堆肥投入到农田是提高肥力的有效途径。另外,有研究表明,污泥堆肥施入土壤对土壤速效钾含量没有影响,速效钾含量甚至有降低趋势<sup>[24]</sup>。笔者研究结果显示,土壤速效钾含量随污泥堆肥替代氮肥比例的升高而增加,此与黄林等<sup>[25]</sup>的田间定位试验结果相一致。笔者课题组对污泥堆肥施用后重金属积累情况的研究表明,随着污泥替代比例的增加,土壤和小麦籽粒中重金属含量呈增加趋势,但在污泥堆肥最大施用量条件下,土壤中砷、镉、铅和铬含量分别为14.52、0.15、38.42和91.09 mg·kg<sup>-1</sup>,均未超过GB 15618—2018《土壤环境质量 农用地土壤污染风险管控标准(试行)》规定的筛选值,且该处理小麦籽粒中砷、镉、铅和铬含量分别为0.07、0.06、0.09和0.30 mg·kg<sup>-1</sup>,也未超过GB 2762—2017《食品安全国家标准 食品中污染物限量》的限值,说明污泥堆肥在试验施用期间对土壤和农作物比较安全,梁丽娜等<sup>[26]</sup>的定位试验也验证了这一点。

研究<sup>[27]</sup>表明粮食作物氮肥农学效率为10~30 kg·kg<sup>-1</sup>,氮肥偏生产力为40~70 kg·kg<sup>-1</sup>较为适宜。笔者研究中只有污泥堆肥替代氮肥20%处理的氮肥偏生产力和氮肥农学效率在适宜范围内,其他处理均偏低,说明污泥堆肥或农业投入品替代氮肥比例并非越高越好,而且笔者研究中当季氮肥农学效率随污泥堆肥替代比例增加呈现先升高后降低的现象,污泥堆肥替代氮肥20%处理氮肥农学效率和氮肥偏生产力最高,这一结果与申长卫等<sup>[28]</sup>研究得到的有利于提高小麦氮肥利用率的有机替代比例结果相似。将合理比例的污泥堆肥作为农业投入品应用于旱地农田,可在产量、品质上表现出良好作用,且有利于后茬作物对养分的需求<sup>[29]</sup>。笔者研究结果显示,污泥堆肥替代氮肥20%处理小麦产量和品质略有增加,表明污泥堆肥替代氮肥20%在保证小麦产量的同时能够实现农田氮肥减施,邢鹏飞等<sup>[30]</sup>的多年田间试验也证实30%有机肥替代无机肥能保证小麦产量。

### 3.2 污泥堆肥替代氮肥对土壤养分淋失风险的影响

污泥堆肥农田利用后能增加土壤肥力,但过量投入也会造成大量有机碳、氮、磷等元素累积,增加

养分淋失风险,导致面源污染危害。笔者研究中污泥堆肥替代氮肥比例达100%时,土壤有机碳的有机指数达到Ⅱ级,属于较清洁类型,说明此污泥堆肥施用量已存在土壤有机碳的淋失风险。李培培等<sup>[31]</sup>的土壤淋溶模拟试验表明,土壤氮、磷等养分含量的淋出量与污泥堆肥施用量之间存在显著相关,且氮素淋溶风险较高。而在笔者研究中,污泥堆肥替代氮肥后各处理土壤全氮单因子指数均小于0.5,即清洁类型,说明污泥堆肥替代氮肥对石灰性土壤氮素淋失风险小。另外,刘利花等<sup>[32]</sup>对蝼土上长期施肥土壤磷素淋溶趋势的研究证实,当土壤速效磷含量超过23 mg·kg<sup>-1</sup>时,就存在磷素淋溶的可能,而笔者课题组前期通过污泥堆肥施用的盆栽试验,得出速效磷淋失的临界值为28.57 mg·kg<sup>-1</sup><sup>[33]</sup>。笔者研究田间试验中,当污泥堆肥替代氮肥后土壤速效磷含量均超过该值,且当污泥堆肥替代氮肥比例超过20%时,土壤速效磷含量均大于30 mg·kg<sup>-1</sup>,在土壤养分等级中达到丰富等级,说明污泥堆肥替代氮肥造成石灰性褐土中磷素的淋失风险仍值得关注。

## 4 结论

(1) 污泥堆肥替代氮肥施用对提高土壤养分含量及综合肥力的效果优于常规施肥处理,可以改善石灰性褐土的养分和肥力状况。

(2) 污泥堆肥替代氮肥后石灰性褐土氮素的淋失风险较小,当污泥堆肥替代氮肥比例超过50%时,石灰性褐土有机碳淋失风险升高。

(3) 污泥堆肥替代20%氮肥处理,有利于小麦产量、氮肥偏生产力和氮肥农学效率提高,可作为石灰性褐土麦田污泥堆肥施用的优选措施。

## 参考文献:

- [1] 孟凡乔,张珂,王方,等.有机农业能否养活中国?:氮肥供应获得的启示[J].中国生态农业学报(中英文),2021,29(3):431-439. [MENG Fan-qiao, ZHANG Ke, WANG Fang, et al. Can Organic Agriculture Feed China? Implications from the Nitrogen Supply [J]. Chinese Journal of Eco-agriculture, 2021, 29 (3): 431-439.]
- [2] JU X T, XING G X, CHEN X P, et al. Reducing Environmental Risk by Improving N Management in Intensive Chinese Agricultural Systems[J]. Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, 2009, 106(9):3041-3046.
- [3] 王焕晓,王晓燕,杜伊,等.小流域不同土地利用类型氮素平衡特征[J].生态与农村环境学报,2019,35(9):1206-1213. [WANG Huan-xiao, WANG Xiao-yan, DU Yi, et al. Nitrogen Budgets Characteristics of Different Land Use Patterns in a Small

- Catchment [J]. Journal of Ecology and Rural Environment, 2019, 35(9):1206–1213.]
- [4] MARMO L. EU Strategies and Policies on Soil and Waste Management to Offset Greenhouse Gas Emissions [J]. Waste Management, 2008, 28(4):685–689.
- [5] 戴晓虎. 我国污泥处理处置现状及发展趋势 [J]. 科学, 2020, 72(6):30–34, 4. [DAI Xiao-hu. Applications and Perspectives of Sludge Treatment and Disposal in China [J]. Science, 2020, 72(6):30–34, 4.]
- [6] 李琼, 华洛, 徐兴华, 等. 城市污泥农用的环境效应及控制标准的发展现状 [J]. 中国生态农业学报, 2011, 19(2):468–476. [LI Qiong, HUA Luo, XU Xing-hua, et al. A Review on Environmental Effects and Control Criteria of Biosolid Agricultural Application [J]. Chinese Journal of Eco-agriculture, 2011, 19(2):468–476.]
- [7] 李龙涛, 李万明, 孙继民, 等. 城乡有机废弃物资源化利用现状及展望 [J]. 农业资源与环境学报, 2019, 36(3):264–271. [LI Long-tao, LI Wan-ming, SUN Ji-min, et al. Research Status and Prospects of the Resource Utilization of Organic Waste in Urban and Rural Areas [J]. Journal of Agricultural Resources and Environment, 2019, 36(3):264–271.]
- [8] 占婷婷, 李渊, 石辉, 等. 市政污泥直接施用对玉米生长和品质的影响 [J]. 水土保持通报, 2019, 39(5):172–178. [ZHAN Ting-ting, LI Yuan, SHI Hui, et al. Effects of Direct Application of Municipal Sludge on Growth and Quality of *Zea mays* [J]. Bulletin of Soil and Water Conservation, 2019, 39(5):172–178.]
- [9] 赵秀兰, 卢吉文, 陈萍丽, 等. 重庆市城市污泥中的重金属及其农用环境容量 [J]. 农业工程学报, 2008, 24(11):188–192. [ZHAO Xiu-lan, LU Ji-wen, CHEN Ping-li, et al. Content, Speciation of Heavy Metal in Sewage Sludge and Its Environmental Capacity for Agricultural Use in Chongqing [J]. Transactions of the Chinese Society of Agricultural Engineering, 2008, 24(11):188–192.]
- [10] 刘学娅, 赵亚洲, 冷平生. 城市污泥的土地利用及其环境影响研究进展 [J]. 农学学报, 2018, 8(6):21–27. [LIU Xue-ya, ZHAO Ya-zhou, LENG Ping-sheng. Land Use of Municipal Sludge and Its Environmental Impacts: Research Progress [J]. Journal of Agriculture, 2018, 8(6):21–27.]
- [11] 金晓丹, 罗栋源, 马华菊, 等. 广西某铅锌矿区土壤镉、铅、砷形态分布对水稻重金属的影响 [J]. 西南农业学报, 2018, 31(6):1293–1299. [JIN Xiao-dan, LUO Dong-yuan, MA Hua-ju, et al. Effect of Soil Cd, Pb, As and Their Fractions Distribution on Corresponding Heavy Metals in Rice Surrounding Lead-zinc Mines in Guangxi Province [J]. Southwest China Journal of Agricultural Sciences, 2018, 31(6):1293–1299.]
- [12] 刘晓, 黄林, 郭康莉, 等. 施用无害化污泥影响土壤碳库分组和碳库管理指数的演变 [J]. 环境科学, 2017, 38(3):1218–1226. [LIU Xiao, HUANG Lin, GUO Kang-li, et al. Influence of the Application of Non-hazardous Sewage Sludge on the Evolution of Soil Carbon Pool and Carbon Pool Management Index [J]. Environmental Science, 2017, 38(3):1218–1226.]
- [13] 鲍士旦. 土壤农化分析 [M]. 3 版. 北京: 中国农业出版社, 2000: 30–107. [BAO Shi-dan. Soil and Agricultural Chemistry Analysis [M]. 3rd ed. Beijing: China Agriculture Press, 2000: 30–107.]
- [14] 全国土壤普查办公室. 中国土壤 [M]. 北京: 中国农业出版社, 1998: 860–862.
- [15] 邹娟. 冬油菜施肥效果及土壤养分丰缺指标研究 [D]. 武汉: 华中农业大学, 2010. [ZOU Juan. Study on Response of Winter Rapeseed to NPKB Fertilization and Abundance & Deficiency Indices of Soil Nutrients [D]. Wuhan: Huazhong Agricultural University, 2010.]
- [16] 刘鹏, 杨玉爱. 土壤中的钼及其植物效应的研究进展 [J]. 农业环境保护, 2001, 20(4):280–282. [LIU Peng, YANG Yu-ai. Research Development of Molybdenum in Soil and Its Effects on Vegetation [J]. Agro-environmental Protection, 2001, 20(4):280–282.]
- [17] 阚文杰, 吴启堂. 一个定量综合评价土壤肥力的方法初探 [J]. 土壤通报, 1994, 25(6):245–247.
- [18] 于飞, 施卫明. 近 10 年中国大陆主要粮食作物氮肥利用率分析 [J]. 土壤学报, 2015, 52(6):1311–1324. [YU Fei, SHI Wei-ming. Nitrogen Use Efficiencies of Major Grain Crops in China in Recent 10 Years [J]. Acta Pedologica Sinica, 2015, 52(6):1311–1324.]
- [19] 邱祖凯, 胡小贞, 姚程, 等. 山美水库沉积物氮磷和有机质污染特征及评价 [J]. 环境科学, 2016, 37(4):1389–1396. [QIU Zu-kai, HU Xiao-zhen, YAO Cheng, et al. Pollution Characteristics and Evaluation of Nitrogen, Phosphorus and Organic Matter in Sediments of Shanmei Reservoir in Fujian, China [J]. Environmental Science, 2016, 37(4):1389–1396.]
- [20] 彭近新, 陈慧君. 水质富营养化与防治 [M]. 北京: 中国环境科学出版社, 1988: 48–62.
- [21] 徐富锦, 常会庆, 潘亚杰, 等. 连续施用堆肥污泥提高小麦-玉米轮作下酸性水稻土肥力 [J]. 河南科技大学学报(自然科学版), 2022, 43(3):71–77. [XU Fu-jin, CHANG Hui-qing, PAN Ya-jie, et al. Improving Acid Paddy Soil Fertility by Continuous Sludge Application under Wheat-maize Rotation [J]. Journal of Henan University of Science and Technology (Natural Science), 2022, 43(3):71–77.]
- [22] 杨劲峰, 崔红光. 不同施肥处理对棕壤无机态氮含量的影响 [J]. 安徽农业科学, 2007, 35(18):5490–5492. [YANG Jin-feng, CUI Hong-guang. Effect of the Different Fertilization Treatments on Inorganic Nitrogen Content in Brown Soil [J]. Journal of Anhui Agricultural Sciences, 2007, 35(18):5490–5492.]
- [23] 孟繁宇, 姜珺秋, 赵庆良, 等. 施污泥对盐碱土理化性质和小麦生长的影响 [J]. 环境科学与技术, 2014, 37(9):126–132. [MENG Fan-yu, JIANG Jun-qiu, ZHAO Qing-liang, et al. Effect of Sludge Application on Physicochemical Properties of Saline Alkaline Soil and Wheat Growing [J]. Environmental Science & Technology, 2014, 37(9):126–132.]
- [24] KROGSTAD T, SOGN T A, ASDAL A, et al. Influence of Chemically and Biologically Stabilized Sewage Sludge on Plant-available Phosphorous in Soil [J]. Ecological Engineering, 2005, 25(1):51–60.
- [25] 黄林, 乔俊辉, 郭康莉, 等. 连续施用无害化污泥对沙质潮土土壤肥力和微生物学性质的影响 [J]. 中国土壤与肥料, 2017

- (5):80-86. [ HUANG Lin, QIAO Jun-hui, GUO Kang-li, et al. Effect of Consecutive Application of Sewage Sludge on Soil Fertility and Soil Microbial Properties of Sandy Fluvo-aquic Soil [J]. Soil and Fertilizer Sciences in China, 2017(5):80-86.]
- [26] 梁丽娜, 黄雅曦, 杨合法, 等. 污泥农用对土壤和作物重金属累积及作物产量的影响 [J]. 农业工程学报, 2009, 25(6):81-86. [ LIANG Li-na, HUANG Ya-xi, YANG He-fa, et al. Effects of Farmland Application of Sewage Sludge on Crop Yields and Heavy Metal Accumulation in Soil and Crop [J]. Transactions of the Chinese Society of Agricultural Engineering, 2009, 25(6):81-86.]
- [27] DOBERMANN A R. Nitrogen Use Efficiency: State of the Art [C]// IFA International Workshop. Enhanced Efficiency Fertilizers. Frankfurt, Germany: [s. l.], 2005.
- [28] 申长卫, 袁敬平, 李新华, 等. 有机肥氮替代 20% 化肥氮提高豫北冬小麦氮肥利用率和土壤肥力 [J]. 植物营养与肥料学报, 2020, 26(8):1395-1406. [ SHEN Chang-wei, YUAN Jing-ping, LI Xin-hua, et al. Improving Winter Wheat N Utilization Efficiency and Soil Fertility through Replacement of Chemical N by 20% Organic Manure [J]. Journal of Plant Nutrition and Fertilizers, 2020, 26(8):1395-1406.]
- [29] WANG X, CHEN T, GE Y H, et al. Studies on Land Application of Sewage Sludge and Its Limiting Factors [J]. Journal of Hazardous Materials, 2008, 160(2/3):554-558.
- [30] 邢鹏飞, 高圣超, 马鸣超, 等. 有机肥替代部分无机肥对华北农田土壤理化特性、酶活性及作物产量的影响 [J]. 中国土壤与肥料, 2016(3):98-104. [ XING Peng-fei, GAO Sheng-chao, MA Ming-chao, et al. Impact of Organic Manure Supplement Chemical Fertilizer Partially on Soil Nutrition, Enzyme Activity and Crop Yield in the North China Plain [J]. Soil and Fertilizer Sciences in China, 2016(3):98-104.]
- [31] 李培培, 韩燕来, 金修宽, 等. 生物炭对砂质潮土养分及玉米产量的影响 [J]. 土壤通报, 2014, 45(5):1164-1169. [ LI Pei-pei, HAN Yan-lai, JIN Xiu-kuan, et al. Effects of Biochar Application on Soil Nutrients and Maize Yield of Sandy Soil [J]. Chinese Journal of Soil Science, 2014, 45(5):1164-1169.]
- [32] 刘利花, 杨淑英, 吕家珑. 长期不同施肥土壤中磷淋溶“阈值”研究 [J]. 西北农林科技大学学报(自然科学版), 2003, 31(3):123-126. [ LIU Li-hua, YANG Shu-ying, LÜ Jia-long. Studies on “Threshold Value” of Phosphorus Leaching in Long-term Different Fertilization Soils [J]. Journal of Northwest Sci-tech University of Agriculture and Forestry, 2003, 31(3):123-126.]
- [33] 常会庆, 吴杰, 王启震, 等. 石灰性土壤添加污泥后土壤的肥力特征及磷素淋失临界值 [J]. 农业工程学报, 2020, 36(6):231-238. [ CHANG Hui-qing, WU Jie, WANG Qi-zhen, et al. Fertility Property and Phosphorus Leaching Risk Threshold of Calcareous Soil with Sludge [J]. Transactions of the Chinese Society of Agricultural Engineering, 2020, 36(6):231-238.]

**作者简介:** 徐富锦(1996—),女,河南扶沟人,主要研究方向为废弃物资源化利用。E-mail: 3255902314@qq.com

(责任编辑: 李祥敏)

## 录用定稿网络首发启事

为了以规范的网络期刊出版方式更快更好地确立作者的科研成果首发权,全面提高学术论文的传播效率和利用价值,本刊已与《中国学术期刊(光盘版)》电子杂志社有限公司(简称电子杂志社)签署《CAJ-N 网络首发学术期刊合作出版协议》,通过《中国学术期刊(网络版)》(CAJ-N)正式出版本刊网络版。凡经本刊审定录用的稿件(录用定稿)均将首先以本刊网络版形式首发,后视编排情况发布排版定稿和整期汇编定稿,最后以本刊印刷版形式出版。

录用定稿网络首发之后,在后续的排版定稿、整期汇编定稿网络版和印刷版中,不得修改论文题目、作者署名、作者单位以及学术内容,只可基于编辑规范进行少量文字修改。本刊郑重承诺,对于录用定稿网络首发论文,本刊印刷版将刊出最终稿。

为了辅助同行专家对稿件的评审以及帮助读者对论文内容的理解,本刊建议作者投稿时提交因印刷版篇幅和载体限制未能刊发的,能够进一步说明文中实验设计、案例分析、理论推导、观点论证等的补充材料,包括文字资料(.doc,.docx)、数据表格(.xls,.xlsx)、图形文件(.jpg,.gif,.png,.tif,.bmp,.ai,.eps等)、音频文件(.mp3,.wma,.avi等)、视频文件(.mp4,.avi,.wmv等)、程序代码(.txt)等。这些补充材料将与原文内容进行组织和封装,形成一个有内在联系的增强论文,通过网刊发布。

CAJ-N 是国家新闻出版广电总局批准创办、国家教育部主管、清华控股有限公司主办、《中国学术期刊(光盘版)》电子杂志社有限公司出版的由我国各类学术期刊组成的连续型网络出版物,每篇网络首发论文将被赋予一个唯一的国际 DOI 编码,而且在版本变动中,其 DOI 维持不变。按国家有关网络连续型出版物管理规定,网络首发论文视为正式出版论文,本刊编辑部与电子杂志社共同为论文作者颁发论文网络首发证书。论文作者可以从中国知网下载或打印论文和证书,作为正式发表的论文提交人事、科研管理等有关部门。

本刊编辑部

11月18日

DOI: 10.19741/j.issn.1673-4831.2022.0172

方志聪, 呼和涛力, 袁汝玲, 等. 规模化立体生猪养殖系统环境影响评价[J]. 生态与农村环境学报, 2022, 38(11): 1491–1500.

FANG Zhi-cong, HUHE Tao-li, YUAN Ru-ling, et al. Environmental Impacts Assessment of Large-scale Multi-floor Pig Farming Systems [J]. Journal of Ecology and Rural Environment, 2022, 38(11): 1491–1500.

## 规模化立体生猪养殖系统环境影响评价

方志聪<sup>1</sup>, 呼和涛力<sup>2①</sup>, 袁汝玲<sup>2</sup>, 吴丹<sup>2</sup>, 黄鑫<sup>2</sup>, 于自溪<sup>3</sup>, 雷廷宙<sup>2</sup>, 陈勇<sup>4</sup> (1. 常州大学环境与安全工程学院, 江苏常州 213164; 2. 常州大学城乡矿山研究院, 江苏常州 213164; 3. 河南金冠电力工程有限公司, 河南南阳 474350; 4. 中国科学院广州能源研究所, 广东广州 510651)

**摘要:** 随着养殖业向规模化与集约化发展, 养殖废物的集中处置与生物质资源高效利用成为关注的焦点。采用生命周期评价方法对典型立体生猪养殖场的饲料生产、生猪养殖以及粪污处置等全生命过程资源能源消耗与环境影响进行量化分析, 同时将其综合效益与传统养殖方式进行对比分析。结果表明, 各子系统环境影响指数中, 粪污处置与资源化利用子系统环境影响指数最大, 其后依次为饲料生产子系统、生猪养殖与管理子系统, 占比分别为 60.36%、24.25% 和 15.39%。对于全球变暖, 生猪养殖与粪污处置子系统的贡献趋同, 分别占 32.95% 和 44.98%。对于酸化及富营养化, 粪污处置与资源化利用子系统贡献均较大, 分别占 58.59% 和 63.78%。在能源消耗方面, 饲料生产子系统能耗占比达 79.58%。与传统养殖方式相比, 规模化立体养殖模式的温室气体减排、土地占用降低以及人力成本减少分别达到 30.30%、91.00% 和 72.00%。

**关键词:** 生物质; 立体养殖; 生命周期评价; 环境影响; 综合效益

**中图分类号:** X820.3    **文献标志码:** A    **文章编号:** 1673-4831(2022)11-1491-10

**Environmental Impacts Assessment of Large-scale Multi-floor Pig Farming Systems.** FANG Zhi-cong<sup>1</sup>, HUHE Tao-li<sup>2①</sup>, YUAN Ru-ling<sup>2</sup>, WU Dan<sup>2</sup>, HUANG Xin<sup>2</sup>, YU Zi-xi<sup>3</sup>, LEI Ting-zhou<sup>2</sup>, CHEN Yong<sup>4</sup> (1. School of Environmental and Safety Engineering, Changzhou University, Changzhou 213164, China; 2. Institute of Urban & Rural Mining Research, Changzhou University, Changzhou 213164, China; 3. Henan Jin Guan Power Engineering Co. Ltd., Nanyang 474350, China; 4. Guangzhou Institute of Energy Conversion, Chinese Academy of Sciences, Guangzhou 510651, China)

**Abstract:** Given the large-scale and intensive development of the livestock industry, attention has become focused on centralized disposal of livestock waste and efficient utilization of biomass resources. To assess the environmental impact of large-scale multi-floor pig farming systems (LMPFSs), the life cycle assessment method was used to analyze the resource, and energy consumption, and environmental impact of the entire process of feed production, pig breeding, and manure treatment of an LMPFS, and the comprehensive benefits of an LMPFS were compared with those of a traditional pig farming system. Results show that in terms of the environmental impact index of each subsystem, manure disposal and resource utilization each accounted for nearly half of the total, whereas feed production, pig breeding, and other subsystems accounted for 60.36%, 24.25%, and 15.39% of the total, respectively. In relation to global warming, the contributions of pig farming and manure treatment subsystems converged, accounting for 32.95% and 44.98%, respectively. Among the contributions to acidification and eutrophication, the manure disposal and resource utilization subsystems contributed the most, accounting for 58.59% and 63.78%, respectively. In terms of energy consumption, the feed production subsystem accounted for 79.58%. In comparison with a traditional pig farming system, the greenhouse gas emissions, area of breeding land, and human resources associated with an LMPFS were reduced by 30.30%, 91.00%, and 72.00%, respectively.

**Key words:** biomass; multi-floor pig farming; life cycle assessment (LCA); environmental impact; comprehensive benefit

中国是养猪业大国, 2020 年全国生猪存栏量达到 40 650 万头<sup>[1]</sup>, 约占世界存栏量的 55.78%。按每头猪占 2 m<sup>2</sup> 养殖土地<sup>[2]</sup>估算, 我国现有生猪养殖占地面积达 8.13 万 hm<sup>2</sup>, 同时每年排放的畜禽粪污量达 48 亿 t<sup>[3]</sup>。基于我国人多地少的国情, 有效提高土

地利用效率, 减少农业用地占用, 同时, 对大量养殖废

收稿日期: 2022-03-07

基金项目: 河南省能源革命战略研究(2020HENZDA02)

① 通信作者 E-mail: hhtaoli@cczu.edu.cn

物粪污进行集中处置并将其作为生物质资源加以高效利用已成为现代农业发展的重要方向<sup>[4]</sup>。规模化立体养殖模式可有效利用高层空间,充分挖掘土地潜力,提高单位土地面积养殖量<sup>[5]</sup>,且具有便于管理、疫病易于防控、节约资源等优点<sup>[6]</sup>。北京市采用智能化养猪模式,建设“5S智慧猪场”来提升生物安全等级<sup>[7]</sup>,年出栏生猪12万头(平均占地面积为0.81 m<sup>2</sup>·头<sup>-1</sup>)。河南省建立21栋6层楼房猪舍,打造“饲料-生猪-屠宰”一体化的全产业链,年生猪出栏量可达210万头<sup>[8]</sup>,平均占地为0.86 m<sup>2</sup>·头<sup>-1</sup>。为适应我国农业用地面临的新需求,2019年自然资源部和农业农村部联合印发《关于设施农业用地管理有关问题的通知》<sup>[9]</sup>,明确了养殖设施允许建设多层建筑,这为发展立体养殖模式提供了政策支持。

随着集约化、立体化养殖模式的推广,生猪养殖过程中所造成的环境影响逐渐成为关注的焦点<sup>[10]</sup>。目前,多采用生命周期评价(life cycle assessment, LCA)方法衡量生猪养殖潜在的环境影响,该方法是一种对产品、过程以及活动的环境影响和能源消耗进行评价的客观过程<sup>[11]</sup>。在生猪养殖的环境影响评价研究中,酸化潜力(acidification potential, AP)、富营养化潜力(eutrophication potential, EP)和全球变暖潜力(global warming potential, GWP)是最常用的环境影响评价指标。以往研究在识别生猪养殖全系统所引起的环境问题中,采取对比多种养殖模式的方法,如不同养殖规模的对比,以期寻找对环境影响最小的养殖

系统<sup>[12-16]</sup>。如BAVA等<sup>[16]</sup>在意大利北部的6个集约化养猪场进行从摇篮到农场的生命周期评估。结果表明,规模最大、效率最高的农场(每头母猪的活重)每公斤活重的影响潜力远低于效率较低的农场产生的影响潜力。另有研究主要针对生猪养殖过程中饲料生产、生猪养殖、粪污处理等工序进行生命周期评价,分析得出高环境影响潜力的阶段,并对此机制进行优化提升以降低其环境影响<sup>[17-19]</sup>。如惠晓红等<sup>[19]</sup>利用Eco-indicator99生态指数法环境影响评价指标体系对湖北省集约化生猪养殖系统的环境影响进行评估。结果表明,重要环节对环境影响的大小依次为饲料消耗、仔猪生产、日常管理和粪污管理。上述研究主要集中于传统的平层规模化养殖,对规模化立体养殖的环境影响评价尚鲜见报道。然而,庞大的养殖规模以及大量粪污集中处理问题势必会制约规模化立体养殖的可持续发展。为此,笔者以典型规模化立体生猪养殖系统为研究对象,采用生命周期评价方法量化分析各子系统的能源消耗及环境排放,评估综合系统的环境影响潜力,并将其与传统的平层养殖方式进行比较,分析其优势并提出完善及优化方案,为立体化养殖的可持续发展提供理论支撑。

## 1 材料与方法

### 1.1 目标与范围

以某地规模化立体养殖场为研究对象,经现场调研、文献查阅、专家咨询等方式确定系统边界(图1)。

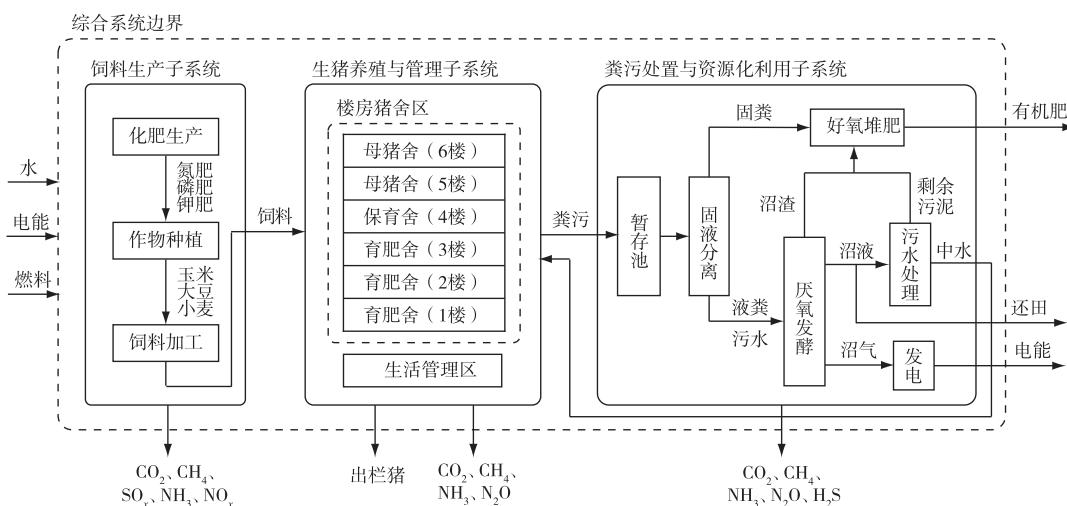


图1 规模化立体生猪养殖系统边界

Fig. 1 Boundary of large-scale multi-floor pig farming system

该立体养殖场总占地面积为180 hm<sup>2</sup>,年产饲料量为72万t,年生猪出栏数可达210万头,日产污量

为3 628 m<sup>3</sup>。饲料生产子系统考虑了化肥生产、作物种植及饲料加工等工序。生猪养殖与管理子系统考

虑了楼房猪舍区域及生活管理区。楼房猪舍参考现场调研的实际情况,每栋共6层(每栋占地约1 hm<sup>2</sup>),其中,5~6层为母猪舍,4层为保育舍,1~3层为育肥舍,每栋楼房猪舍配备36名员工进行生猪养殖日常管理。粪污处置与资源化利用子系统考虑了收集、固液分离、储存、厌氧发酵、好氧堆肥等处理及资源化工序。综合系统的全生命周期分析以饲养1头平均饲养周期为180 d(其中,0~24 d为哺乳仔猪期,>24~71 d为保育期,>71~180 d为育肥期)、均重约为100 kg的出栏猪作为功能单元(functional unit, FU)。综合系统的输入端包括用于生产加工所消耗的水电及燃料,燃料主要考虑柴油消耗。输出端包括各子系统排放的环境污染物,生猪养殖与管理子系统的出栏生猪,粪污处置与资源化过程中有机肥和电能等资源化产品,以及排出的沼液还田水和中水。由于所获取数据资料的缺乏,园区设施建设、加工设备及运输工具的制造、饲料运输过程中的能耗、农作物所使用的农药及饲料添加剂的制备等所造成的环境影响暂不考虑。

## 1.2 环境排放与能耗系数

根据文献资料和调研数据,列出规模化立体生猪养殖综合系统中涉及饲料生产、生猪养殖与管理以及粪污处置与资源化利用等各子系统的环境排放系数(表1<sup>[20~33]</sup>)和能源消耗系数(表2<sup>[20~21,25,27,31~33]</sup>)。

## 1.3 清单分析

通过对立体养殖现场调研及专家咨询,结合环境排放系数和能源消耗系数,分别从饲料生产子系统、生猪养殖与管理子系统、粪污处置与资源化利用子系统3个方面对规模化立体养殖进行清单分析。具体环境排放及能源消耗计算公式如下:

环境排放计算公式为

$$E_{pi} = P_i \times E_i \quad (1)$$

式(1)中,  $E_{pi}$  为第  $i$  个子系统的功能单元污染物排放量, kg;  $P$  为产品或所需处理产物数量(如饲料生产中的功能单元饲料需求量、粪污处置中的粪污产生量等), kg;  $E$  为环境排放系数;  $i$  为子系统类型。

能源消耗计算公式为

$$C_{ei} = P_i \times F_i \quad (2)$$

式(2)中,  $C_{ei}$  为第  $i$  个子系统的功能单元能源消耗量, MJ;  $P$  为产品或所需处理产物数量(如饲料生产中的功能单元饲料需求量、粪污处置中的粪污产生量等), kg;  $F$  为能源消耗系数;  $i$  为子系统类型。

### 1.3.1 饲料生产子系统

根据现场调研,该立体养殖场每头出栏猪消耗276.01 kg 饲料,所用饲料原料为玉米(质量占比为

66%)、豆粕(25%)及麦麸(5%)。参照2020年《中国统计年鉴》<sup>[34]</sup>,计算出玉米、大豆和小麦的单位面积产量分别为6 316.71、1 924.97和5 630.31 kg·hm<sup>-2</sup>,结合饲料配方、功能单元饲料用量、豆粕折算成大豆的系数1.19<sup>[35]</sup>和麦麸折算成小麦的系数6.67<sup>[36]</sup>,折算出功能单元的玉米、大豆和小麦用量,分别为182.17、82.11和92.05 kg,作物土地占用面积为878.43 m<sup>2</sup>。按照《全国农产品成本收益资料汇编2019》<sup>[37]</sup>计算出功能单元的各化肥(折纯)用量,氮肥、磷肥和钾肥分别为6.48、0.40和0.38 kg。

表1 环境排放系数<sup>[20~33]</sup>

Table 1 Environmental emissions coefficient

子系统	单位	数值	数据来源
饲料生产			
化肥生产(以氮肥为例)			
CO <sub>2</sub>	kg·t <sup>-1</sup>	5 786.12	[20~23]
NO <sub>x</sub>	kg·t <sup>-1</sup>	13.97	[21,24]
NH <sub>3</sub>	kg·t <sup>-1</sup>	55.86	[21]
SO <sub>x</sub>	kg·t <sup>-1</sup>	1.22	[21,24]
作物种植(以玉米为例)			
CO <sub>2</sub>	kg·t <sup>-1</sup>	62.56	[20,22~23,25~26]
NO <sub>x</sub>	kg·t <sup>-1</sup>	0.30	[20,24~26]
SO <sub>x</sub>	kg·t <sup>-1</sup>	0.48	[20,24~26]
CH <sub>4</sub>	kg·t <sup>-1</sup>	0.10	[20,24]
饲料加工			
CO <sub>2</sub>	kg·t <sup>-1</sup>	28.03	[22~23,27]
SO <sub>x</sub>	kg·t <sup>-1</sup>	0.29	[24,27]
CH <sub>4</sub>	kg·t <sup>-1</sup>	0.08	[24,27]
NO <sub>x</sub>	kg·t <sup>-1</sup>	0.19	[24,27]
生猪养殖			
生猪养殖(保育期)			
CO <sub>2</sub>	kg·头 <sup>-1</sup>	78.10	[22~23,28]
CH <sub>4</sub>	kg·头 <sup>-1</sup>	0.15	[24,28]
NH <sub>3</sub>	kg·头 <sup>-1</sup>	0.11	[24,29]
N <sub>2</sub> O	kg·头 <sup>-1</sup>	3.55×10 <sup>-3</sup>	[24,28]
生猪养殖(育肥期)			
CO <sub>2</sub>	kg·头 <sup>-1</sup>	173.31	[22~23,30]
CH <sub>4</sub>	kg·头 <sup>-1</sup>	0.60	[24,30]
NH <sub>3</sub>	kg·头 <sup>-1</sup>	0.75	[24,29]
N <sub>2</sub> O	kg·头 <sup>-1</sup>	3.71×10 <sup>-2</sup>	[24,30]
粪污处置与资源化利用			
厌氧发酵			
CO <sub>2</sub>	kg·t <sup>-1</sup>	85.82	[31~32]
CH <sub>4</sub>	kg·t <sup>-1</sup>	7.75	[31~32]
NH <sub>3</sub>	kg·t <sup>-1</sup>	1.83	[18,31~32]
N <sub>2</sub> O	kg·t <sup>-1</sup>	0.08	[31~32]
H <sub>2</sub> S	kg·t <sup>-1</sup>	1.20×10 <sup>-3</sup>	[14]
好氧堆肥			
CO <sub>2</sub>	kg·t <sup>-1</sup>	296.00	[33]
CH <sub>4</sub>	kg·t <sup>-1</sup>	0.45	[33]
NH <sub>3</sub>	kg·t <sup>-1</sup>	4.00	[33]
N <sub>2</sub> O	kg·t <sup>-1</sup>	0.10	[33]

各子系统所用电力的发电结构依据火电(91.55%)、水电(5.10%)和风电占比(1.79%)进行计算。

同时,化肥生产消耗能源主要是电能,参考表2及文献[38-41]计算得到耗电量为7.05 kW·h·FU<sup>-1</sup>。根据表1中化肥生产环境排放系数,可得出1 FU在化肥生产过程中的CO<sub>2</sub>、NO<sub>x</sub>、NH<sub>3</sub>和SO<sub>x</sub>排放量分别为37.91、0.09、0.37和0.01 kg。

表2 能源消耗系数<sup>[20-21,25,27,31-33]</sup>

Table 2 Energy consumption coefficient

项目	单位	数值	数据来源
饲料生产子系统			
化肥生产(以氮肥为例)			
电	kW·h·t <sup>-1</sup>	1 071.70	[21]
作物种植(以玉米为例)			
电	kW·h·hm <sup>-2</sup>	251.00	[20]
柴油	L·hm <sup>-2</sup>	56.25	[25]
饲料加工			
电	kW·h·t <sup>-1</sup>	29.50	[27]
生猪养殖与管理子系统			
电	kg·FU <sup>-1</sup>	45.45	调研
粪污处置与资源化利用子系统			
厌氧发酵			
电	kW·h·t <sup>-1</sup>	30.31	[31-32]
好氧堆肥			
电	kW·h·t <sup>-1</sup>	4.39	[33]

作物种植中主要的能源消耗集中于灌溉阶段的电力消耗及耕作阶段的柴油消耗,而饲料加工主要是将饲料原料进行粉碎、混合、膨化和制粒。参照表1~2,作物种植中功能单元耗电量为19.75 kW·h<sup>[20]</sup>,柴油消耗量为4.94 L,CO<sub>2</sub>、NO<sub>x</sub>、CH<sub>4</sub>和SO<sub>x</sub>排放量分别为33.13、0.15、0.05和0.24 kg;饲料加工中功能单元耗电量为8.14 kW·h,CO<sub>2</sub>、NO<sub>x</sub>、CH<sub>4</sub>和SO<sub>x</sub>排放量分别为8.13、0.05、0.02和0.08 kg。

### 1.3.2 生猪养殖与管理子系统

根据调研结果,该立体养殖园区每栋猪舍年耗电量为500万kW·h,折算到功能单元的耗电量为45.45 kW·h。粪污采用干清粪工艺,1个饲养期只冲圈1次,平均每头出栏猪的饮水量和冲洗量为1.50 m<sup>3</sup>。在土地占用方面,功能单元的土地占用面积为0.18 m<sup>2</sup>。依据文献[3]提供的排污系数,计算出功能单元的尿液量为525.51 kg,粪便量为318.49 kg,污水产生量为0.63 m<sup>3</sup>,在养殖过程中猪舍的有害气体主要为猪群呼吸所产生的CO<sub>2</sub>、肠道发酵排放的CH<sub>4</sub>、舍内粪尿挥发的NH<sub>3</sub>和N<sub>2</sub>O。同时,园区引进了高效空气过滤系统,在猪舍进风口设置三级空气过滤系统,前端过滤防疫病,后端过滤除臭、分解大分子物质,降低空气中颗粒物浓度,可使CO<sub>2</sub>、CH<sub>4</sub>和NH<sub>3</sub>浓度降低23%、33%和64%<sup>[42]</sup>。参照表1中生猪养殖与管理子系统的环境排放因子,功能单元的CO<sub>2</sub>、

CH<sub>4</sub>、NH<sub>3</sub>和N<sub>2</sub>O排放量分别为193.59、0.50、0.31和0.04 kg。

### 1.3.3 粪污处置与资源化利用子系统

由生猪养殖与管理子系统中输入的粪污经固液分离后,液粪进行厌氧发酵,所产沼气用于发电,按沼气发电系数2.3 kW·h·m<sup>-3</sup><sup>[43]</sup>计算,功能单元发电量为11.95 kW·h。对固粪、沼渣及剩余污泥进行好氧堆肥,制成的有机肥可替代化肥使用,功能单元有机肥产量为79.62 kg。在沼液处理方面,该养殖场70%的沼液经处理后用于还田,剩余的30%沼液经深度处理技术制成中水并回用于生猪养殖与管理子系统中的洗消用水,其功能单元沼液还田量为0.81 m<sup>3</sup>,中水量为0.35 m<sup>3</sup>。根据表1~2中环境排放及能耗系数可得,功能单元耗电量为17.33 kW·h,CO<sub>2</sub>、CH<sub>4</sub>、NH<sub>3</sub>、N<sub>2</sub>O和H<sub>2</sub>S排放量分别为144.84、4.71、2.35、0.08和7.07×10<sup>-4</sup> kg。

### 1.3.4 立体养殖综合系统清单分析

根据以上3个子系统的清单分析内容,列出整个立体养殖综合系统从饲料生产到粪污处置与资源化利用各功能单元物料、资源、能源等方面输入及输出汇总表(表3)。

### 1.4 影响评价

选取的环境影响类型为不可更新能源消耗(non-renewable energy consumption, NREC)、全球变暖潜力、酸化潜力和富营养化潜力,采用特征化、归一化及加权方法对4种环境影响类型进行评价,得出环境影响指数。

#### 1.4.1 特征化

各环境影响类型的当量系数见表4<sup>[44-45]</sup>,当量系数计算公式为

$$C_j = x_z \times X_j \quad (3)$$

式(3)中,C为特征化结果;x为功能单元污染物排放量,kg;X为当量系数;j为环境影响类型;z为归属于同一环境影响类型的不同物质。

#### 1.4.2 归一化与加权

为了更加方便地横向和纵向比较和分析每个子系统的环境影响贡献,通过归一化与加权的方法,使各系统的特征化结果成为无量纲的环境影响指数。

归一化计算公式为

$$N_j = C_j / S_j \quad (4)$$

加权计算公式为

$$R = N_j \times w \quad (5)$$

式(4)~(5)中,N为归一化结果;C为特征化结果;S为基准值;R为环境影响指数;j为环境影响类型;w为权重系数。

采用 STRANDDORF 等<sup>[46]</sup>发布的世界人均环境影响潜力作为环境影响基准值, 权重系数参考王明新等<sup>[47]</sup>采用专家调查法所得结论, 环境影响潜力与权重因子数值见表 5。

表 3 功能单元清单分析

Table 3 Analysis of functional unit list

项目	单位	数值
饲料生产子系统		
输入		
玉米种子	kg	0.97
大豆种子	kg	2.40
小麦种子	kg	3.18
磷矿	kg	12.43
钾矿	kg	4.83
水	m <sup>3</sup>	637.17
煤	kg	29.77
电	kW·h	34.95
柴油	L	4.94
输出		
饲料	kg	276.01
CO <sub>2</sub>	kg	79.17
CH <sub>4</sub>	kg	0.07
SO <sub>x</sub>	kg	0.33
NO <sub>x</sub>	kg	0.29
NH <sub>3</sub>	kg	0.37
生猪养殖与管理子系统		
输入		
饲料	kg	276.01
种猪	kg·头 <sup>-1</sup>	195.00
水	m <sup>3</sup>	1.50
电	kW·h	45.45
输出		
出栏猪	kg·头 <sup>-1</sup>	102.13
粪污	kg	1 474.00
CO <sub>2</sub>	kg	193.59
CH <sub>4</sub>	kg	0.50
NH <sub>3</sub>	kg	0.31
N <sub>2</sub> O	kg	0.04
粪污处置与资源化利用子系统		
输入		
粪污	kg	1 474.00
电	kW·h	17.33
输出		
电	kW·h	11.95
有机肥	kg	79.62
中水	m <sup>3</sup>	0.35
用于还田	m <sup>3</sup>	0.81
CO <sub>2</sub>	kg	144.84
CH <sub>4</sub>	kg	4.71
NH <sub>3</sub>	kg	2.35
N <sub>2</sub> O	kg	0.08
H <sub>2</sub> S	kg	7.07×10 <sup>-4</sup>

在生猪养殖与管理子系统中, 将哺乳仔猪阶段并入保育阶段进行计算。

表 4 环境影响当量系数<sup>[44-45]</sup>

Table 4 Equivalent coefficient of environmental impact

影响类型	影响物质	当量系数
全球变暖(100 年)	CO <sub>2</sub>	1
	CH <sub>4</sub>	28
	N <sub>2</sub> O	265
环境酸化	SO <sub>2</sub>	1
	NO <sub>x</sub>	0.7
	NH <sub>3</sub>	1.88
富营养化	PO <sub>4</sub>	1
	NO <sub>x</sub>	0.1
	NH <sub>3</sub>	0.35

表 5 世界人均环境影响潜力与权重因子

Table 5 World per capita environmental impact potential and weighting factors

类型	单位	人均当量	权重系数
能源耗竭	MJ·a <sup>-1</sup>	56 877.88	0.15
全球变暖 <sup>1)</sup>	kg·a <sup>-1</sup>	8 700	0.12
环境酸化 <sup>2)</sup>	kg·a <sup>-1</sup>	35	0.14
富营养化 <sup>3)</sup>	kg·a <sup>-1</sup>	59	0.12

1) 以 CO<sub>2</sub> 计; 2) 以 SO<sub>2</sub> 计; 3) 以 PO<sub>4</sub> 计。

## 2 结果与讨论

### 2.1 环境影响潜力

通过当量系数法计算得到各子系统的环境影响潜力(表 6), 可以看出饲料生产子系统的不可更新能源消耗量最大, 为 1 177.70 MJ, 占整个系统的 83.89%。生猪养殖与管理子系统中酸化潜力(以 SO<sub>2</sub> 计)及富营养化潜力(以 PO<sub>4</sub> 计)最低, 分别为 0.58 和 0.11 kg, 仅占整个系统的 9.31% 和 10.09%。而粪污处置与资源化利用子系统是导致酸化及富营养化的关键阶段, 其酸化及富营养化潜力分别为 4.42 和 0.82 kg, 分别占整个系统的 70.95% 和 75.23%。

表 6 各系统环境影响潜力

Table 6 Potential environmental impact of each system

子系统	NREC/MJ	GWP <sup>1)</sup> /kg	AP <sup>2)</sup> /kg	EP <sup>3)</sup> /kg
饲料生产	1 177.70	81.13	1.23	0.16
生猪养殖与管理	163.67	218.19	0.58	0.11
粪污处置与资源化利用	62.41	297.92	4.42	0.82
合计	1 403.78	597.24	6.23	1.09

NREC 为不可更新能源消耗, GWP 为全球变暖潜力, AP 为酸化潜力, EP 为富营养化潜力。1) 以 CO<sub>2</sub> 计; 2) 以 SO<sub>2</sub> 计; 3) 以 PO<sub>4</sub> 计。

### 2.2 环境影响贡献分析

利用表 6 的特征化结果通过式(4)~(5)计算出各系统的环境影响指数(表 7), 将其绘制成 4 种环境

影响类型的各系统占比图(图2),并对4种环境影响

类型进行分析。

表7 各系统环境影响指数

Table 7 Environmental impact index of each system

子系统	NREC	GWP	AP	EP	合计
饲料生产	$3.11 \times 10^{-3}$	$1.12 \times 10^{-3}$	$4.92 \times 10^{-3}$	$3.25 \times 10^{-4}$	$9.48 \times 10^{-3}$
生猪养殖与管理	$4.32 \times 10^{-4}$	$3.01 \times 10^{-3}$	$2.32 \times 10^{-3}$	$2.24 \times 10^{-4}$	$5.99 \times 10^{-3}$
粪污处置与资源化利用	$1.65 \times 10^{-4}$	$4.11 \times 10^{-3}$	$1.77 \times 10^{-2}$	$1.67 \times 10^{-3}$	$2.36 \times 10^{-2}$
合计	$3.71 \times 10^{-3}$	$8.24 \times 10^{-3}$	$2.49 \times 10^{-2}$	$2.22 \times 10^{-3}$	$3.91 \times 10^{-2}$

NREC为不可更新能源消耗,GWP为全球变暖潜力,AP为酸化潜力,EP为富营养化潜力。

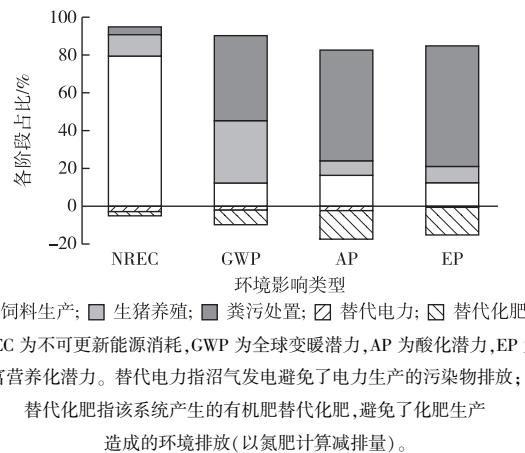


图2 4种环境影响类型的各子系统占比

Fig. 2 Proportion chart of each subsystem in four environmental impact types

### 2.2.1 全球变暖

该规模化立体养殖综合系统中,全球变暖潜力主要贡献来源于CO<sub>2</sub>(58.41%)和CH<sub>4</sub>(36.58%)的排放。生猪养殖与管理子系统及粪污处置与资源化利用子系统的全球变暖潜力较大,分别占总全球变暖潜力的32.95%和44.98%(图2)。通过清单分析发现,上述结果的原因在于该养殖园区利用大量智能机器人代替人工投入到生猪养殖全过程,电力的大量消耗导致CO<sub>2</sub>排放量增加;另外,粪污储存过程中CO<sub>2</sub>和N<sub>2</sub>O的挥发,以及沼气发电时排放的CO<sub>2</sub>及少量CH<sub>4</sub>逸出(由于厌氧发酵罐为全封闭式,逸出的少量CH<sub>4</sub>不予考虑),这些都是导致全球变暖的主要影响因素。在减少温室气体排放应对全球变暖方面,规模化立体养殖的生猪养殖与管理子系统引进了新风系统,使得猪群由于呼吸所产生的CO<sub>2</sub>及肠道发酵产生的CH<sub>4</sub>排放量降低23%和33%。有研究表明沼气替代传统能源可减少CO<sub>2</sub>排放<sup>[48]</sup>,有机肥全部替代化肥后,农田变为典型的碳库,可显著减少温室气体排放量<sup>[49]</sup>。笔者研究中,功能单元沼气产量为5.19 m<sup>3</sup>,折合标准煤(ce)3.71 kg,按照替代煤炭计算(1 t ce排放CO<sub>2</sub>

2.74 t),可减排10.17 kg CO<sub>2</sub>。功能单元有机肥产量为79.62 kg,按照同等化肥效力<sup>[21]</sup>计算,可避免8.65 kg化肥(以氮肥计)生产,从而可减排化肥生产中50.05 kg CO<sub>2</sub>。因此,有效利用沼气和有机肥的碳减排效益,能更好地减少规模化立体养殖温室气体的排放。

### 2.2.2 酸化及富营养化

在4种环境影响类型中酸化潜力贡献最大,富营养化潜力贡献最小(表7)。其中,粪污处置与资源化利用子系统对酸化与富营养化的贡献最大,该子系统酸化潜力占总酸化潜力的58.59%,富营养化潜力占总富营养化潜力的63.78%(图2)。这主要是因为粪污储存过程中排放大量NH<sub>3</sub>,这是影响酸化及富营养化的主要污染物。粪污储存过程中NH<sub>3</sub>对酸化及富营养化的贡献约占整个粪污处置与资源化利用子系统的50%;其次是固粪好氧发酵堆肥过程中NH<sub>3</sub>的排放,其对酸化及富营养化的贡献约占整个粪污处置与资源化利用子系统的23%。其他研究<sup>[50-51]</sup>也表明,液体和固体粪污储存环节所挥发的NH<sub>3</sub>是影响酸化及富营养化的关键因素。

针对粪污处置与资源化利用子系统的酸化和富营养化潜力过高的情况,可采取以下减缓措施:(1)饲料采用低粗蛋白配方,从饮食源头上限制氮的摄入,可使排泄物中氮含量降低17.0%<sup>[52]</sup>,从而减少该子系统与氮相关的气体排放量。(2)在粪污储存环节在粪污表面覆盖一层稻草,可使粪污氨氮排放量降低7.3%<sup>[53]</sup>。(3)在固粪好氧堆肥中,使用堆肥添加剂可有效减少42%的NH<sub>3</sub>和32%的N<sub>2</sub>O排放量<sup>[52]</sup>,并可提高堆肥的营养价值。

### 2.2.3 能源消耗

3个子系统中饲料生产子系统的能源消耗最大,占总能源消耗的79.58%(图2),其原因在于我国可用耕地平均农资投入较多,尤其是化肥的过度施用导致其生产及使用过程中能源消耗量增加。生猪养殖与管理子系统主要是电力消耗,占总能源消耗的

11.05%(图2),这是因为该立体养殖园区配备了大量智能机器人和智能管道输送装置,在减少人力资源的同时也增加了电力消耗。通过对文献[18-19]可知,立体养殖综合系统折算到功能单元的耗电量约为传统规模养殖的2倍。就粪污处置与资源化利用子系统而言,结合年出栏量计算,沼气发电量达2 509.50万kW·h,根据现场调研得知该立体养殖园区年耗电量约为1.3亿kW·h,因此,沼气发电对园区用电的自给率为19.30%。

另外,沼液的深度处理会带来能耗增高的问题,这也间接影响综合养殖系统环境影响指数的增大。通过设置100%沼液还田、100%沼液深度处理、30%沼液还田+70%沼液深度处理以及笔者研究所涉及园区的70%沼液还田+30%沼液深度处理4种情景对比环境影响指数,结果见表8。沼液还田及深度处理参照GB 18596—2001《畜禽养殖业污染物排放标准》和文献[54],按每处理1m<sup>3</sup>污水耗电量为0.6 kW·h进行计算,沼液经处理后全部用于还田的环境影响最小,其次是笔者研究所涉及园区采用的处理方式,其他比例的处理方式环境影响指数均较高。这主要是因为沼液在深度处理过程中能耗过高以及排放温室

气体(以CH<sub>4</sub>和N<sub>2</sub>O为主)导致环境影响指数偏高。笔者研究涉及的规模化立体养殖场的沼液集中处理面临较大压力,如果100%还田又将受到周边土地消纳能力的影响,因此,该园区所采用的比例较为合适,既抑制了环境指数的增大,又使中水得到回用。

表8 不同沼液处理模式的环境影响指数

Table 8 Environmental impact index of different biogas slurry treatment modes

模式	还田量/m <sup>3</sup>	中水量/m <sup>3</sup>	环境影响指数
100%沼液还田	1.16	—	4.12×10 <sup>-3</sup>
100%沼液深度处理	—	1.16	9.78×10 <sup>-3</sup>
30%沼液还田+	0.35	0.81	8.07×10 <sup>-3</sup>
70%沼液深度处理	—	—	—
70%沼液还田+	0.81	0.35	5.83×10 <sup>-3</sup>
30%沼液深度处理	—	—	—

### 2.3 综合效益评价与对比

为分析规模化立体生猪养殖系统的综合效益,主要从生猪养殖与管理子系统功能单元的能源消耗、环境排放、土地占用和人工成本等方面进行比较分析(表9<sup>[2,6,19,55]</sup>)。

表9 立体养殖与传统养殖相关指标比较<sup>[2,6,19,55]</sup>

Table 9 Comparison of related indexes between multi-floor pig farming system and traditional pig farming system

模式	环境影响					土地占用/m <sup>2</sup>	人员数量/(人·万头 <sup>-1</sup> )
	NREC/MJ	GWP <sup>1)</sup> /kg	AP <sup>2)</sup> /kg	EP <sup>3)</sup> /kg	综合指数		
立体养殖	163.67	218.19	0.58	0.11	5.99×10 <sup>-3</sup>	0.18	7
传统养殖	97.20 <sup>[19]</sup>	313.02 <sup>[19]</sup>	0.98 <sup>[55]</sup>	0.18 <sup>[55]</sup>	8.86×10 <sup>-3</sup>	2.00 <sup>[2]</sup>	25 <sup>[6]</sup>

NREC为不可更新能源消耗,GWP为全球变暖潜力,AP为酸化潜力,EP为富营养化潜力。除了“管理人员数量”外,其余数据对比均以1头均重为100 kg的出栏猪为基准。1)以CO<sub>2</sub>计;2)以SO<sub>2</sub>计;3)以PO<sub>4</sub>计。

由于传统养殖模式的饲料生产和粪污处置与资源化利用方面可参考数据相对缺乏,暂不做考虑。通过比较得出,除能源消耗外立体养殖系统其他指标均优于传统养殖系统。立体养殖的功能单元能耗量比传统养殖高68.38%,这主要是因为立体养殖系统投入了大量智能化系统进行智能饲喂、转运及清粪来代替人工生产,从而达到降低人力成本的目的。就每万头生猪管理人员数量而言,立体养殖比传统养殖减少72%,这也是现代农业发展的趋势。在环境影响方面,立体养殖系统的全球变暖潜力、酸化及富营养化潜力比传统养殖分别降低30.30%、40.82%和38.89%,这得益于规模化立体养殖综合系统配备的高效空气过滤系统,降低了猪舍的有害气体浓度。因此,对于传统养殖模式而言,可通过引进智能化的新风系统对养殖阶段的污染物排放量进行有效控制,降低由于猪群呼吸和肠道发酵,以及粪污挥发产生的有

害气体浓度;也可通过运用智能化设备对生猪养殖进行日常管理,从而避免人力资源的浪费。另外,立体养殖最大的优势在于土地资源的高度集约化利用,每头生猪的土地占用面积仅为0.18 m<sup>2</sup>,比传统养殖节约91%,这些节省的土地未来可用作耕地、林地及草地等,能够间接产生较大的碳减排效益。

### 3 结论

通过上述评价分析,得到以下结论:

(1)环境影响指数大小依次为粪污处置与资源化利用子系统(2.36×10<sup>-2</sup>)、饲料生产子系统(9.48×10<sup>-3</sup>)、生猪养殖与管理子系统(5.99×10<sup>-3</sup>),规模化立体养殖系统的综合环境影响指数为3.91×10<sup>-2</sup>。

(2)在饲料生产子系统中酸化潜力占该子系统环境影响潜力的51.90%,这是由于我国大量施用化肥、超过作物生长所需导致的。因此,增加粪污的肥

料化利用率,以有机肥替代化肥来减少化肥生产对酸化潜力的影响。

(3)在生猪养殖与管理子系统中由温室气体排放导致的全球变暖潜力最大,占该子系统环境影响潜力的 50.25%。但相比于传统养殖,立体养殖的温室气体排放降低 30.30%,由此看出,发展立体化养殖对减缓全球变暖有着重要贡献。同时,推行立体化、智能化的生猪养殖模式可节约 91%的养殖用地和 72%的人力资源。

(4)在粪污处置与资源化利用子系统中酸化在 4 种环境影响类型中占主导地位,占比为 75%,这主要来自粪污处理过程中大量 NH<sub>3</sub> 挥发所致。因此,可从减少 NH<sub>3</sub> 排放着手,通过合理调配生猪饮食、优化粪污储存设备和缩短贮存周期等手段降低该子系统的环境影响指数。同时,通过对所设置的 4 种沼液处理情景进行分析得出,该园区所采用的 70% 沼液还田+30% 沼液深度处理方式既节省了能源消耗,又抑制了环境影响指数的增加,达到了较好的沼液处理与资源化利用效果。

#### 参考文献:

- [1] 国家统计局.中华人民共和国 2020 年国民经济和社会发展统计公报 [EB/OL].(2021-02-28)[2021-07-09].[http://www.stats.gov.cn/ztjc/zthd/lhfw/2021/lh\\_hgjj/202103/t20210301\\_1814216.html](http://www.stats.gov.cn/ztjc/zthd/lhfw/2021/lh_hgjj/202103/t20210301_1814216.html).
- [2] 白林,李学伟,何佳果,等.四川丘区猪肉生产生命周期资源消耗和环境污染研究 [J].农业环境科学学报,2010,29(5):976-981.  
[BAI Lin, LI Xue-wei, HE Jia-guo, et al. Resource Depletion and Pollution in Life Cycle of Pork Production at Foothill of Sichuan Province [J]. Journal of Agro-environment Science, 2010, 29 (5) : 976-981.]
- [3] 农业部科技教育司.第二次全国污染源普查产排污核算系数手册:农业污染源产排污系数手册 [M].北京:农业部科技教育司,2019:5-8.
- [4] 周晓艳,李佳层,曾珏,等.乡村振兴背景下我国设施农用地现状与变化研究 [J].国土与自然资源研究,2019(1):15-20.[ZHOU Xiao-yan, LI Jia-ceng, ZENG Jue, et al. Present Condition and Change of Facility Agriculture Land in China under the Background of Rural Revitalization [J]. Territory & Natural Resources Study, 2019(1):15-20.]
- [5] 冯晓敏.立体化规模养猪模式的前景分析 [J].吉林农业,2015(7):88.[FENG Xiao-min. Prospect Analysis of Three-dimensional Pig Raising Mode [J]. Agriculture of Jilin, 2015(7):88.]
- [6] 朱丹,陈斌,邢坤,等.浅谈我国楼房多层立体式养猪模式 [J].四川畜牧兽医,2020,47(8):14,16.[ZHU Dan, CHEN Bin, XING Kun, et al. Talking about the Multi-storey Three-dimensional Pig Raising Mode in China's Buildings [J]. Sichuan Animal & Veterinary Sciences, 2020, 47(8):14,16.]
- [7] 鲁飞.楼房养猪:用更少的地养更多的猪 [J].农经,2020(9):50-53.[LU Fei. Raising Pigs in Buildings: Raising More Pigs with Less Land [J]. Agriculture Economics, 2020(9):50-53.]
- [8] 张定安,刘书平,李松范,等.生猪养殖的楼房式肉食综合体工艺 [J].农业工程,2020,10(10):40-44.[ZHANG Ding-an, LIU Shu-ping, LI Song-fan, et al. Building Type Meat Complex Technology for Pig Breeding [J]. Agricultural Engineering, 2020, 10(10):40-44.]
- [9] 中华人民共和国自然资源部.自然资源部农业农村部关于设施农业用地管理有关问题的通知 [EB/OL].(2019-12-17)[2021-07-09].[http://gi.mnr.gov.cn/201912/t20191219\\_2490574.html](http://gi.mnr.gov.cn/201912/t20191219_2490574.html).
- [10] MCAULIFFE G A, CHAPMAN D V, SAGE C L A. Thematic Review of Life Cycle Assessment (LCA) Applied to Pig Production [J]. Environmental Impact Assessment Review, 2016, 56:12-22.
- [11] 于随然,陶璟.产品全生命周期设计与评价 [M].北京:科学出版社,2012:80-83.[YU Sui-ran, TAO Jing. Product Life Cycle Design and Evaluation [M]. Beijing: Science Press, 2012:80-83.]
- [12] WANG X L, DADOUMA A, CHEN Y Q, et al. Sustainability Evaluation of the Large-scale Pig Farming System in North China: An Emergy Analysis Based on Life Cycle Assessment [J]. Journal of Cleaner Production, 2015, 102:144-164.
- [13] DOURMAD J Y, RYSCHAWY J, TROUSSON T, et al. Evaluating Environmental Impacts of Contrasting Pig Farming Systems with Life Cycle Assessment [J]. Animal, 2014, 8(12):2027-2037.
- [14] 张颖,夏训峰,周素霞,等.规模化养猪场生命周期环境影响评价 [J].环境工程技术学报,2012,2(5):428-432.[ZHANG Ying, XIA Xun-feng, ZHOU Su-xia, et al. Life Cycle Assessment of Large-scale Piggery for Environmental Assessment [J]. Journal of Environmental Engineering Technology, 2012, 2(5):428-432.]
- [15] BASSET-MENS C, VAN DER WERF H M G. Scenario-based Environmental Assessment of Farming Systems: The Case of Pig Production in France [J]. Agriculture, Ecosystems & Environment, 2005, 105(1/2):127-144.
- [16] BAVA L, ZUCALI M, SANDRUCCI A, et al. Environmental Impact of the Typical Heavy Pig Production in Italy [J]. Journal of Cleaner Production, 2017, 140:685-691.
- [17] GARCÍA-GUDIÑO J, MONTEIRO A N T R, ESPAGNOL S, et al. Life Cycle Assessment of Iberian Traditional Pig Production System in Spain [J]. Sustainability, 2020, 12(2):627.
- [18] 刘鸣达,赵妍,刘显军,等.辽宁省育肥猪生产环境影响的生命周期评价 [J].农业环境科学学报,2012,31(6):1250-1255.[LIU Ming-da, ZHAO Yan, LIU Xian-jun, et al. Life Cycle Assessment of Environmental Impacts from Finishing Pig Production in Liaoning Province, China [J]. Journal of Agro-environment Science, 2012, 31 (6):1250-1255.]
- [19] 惠晓红,刘则学,张妮娅,等.湖北省集约化生猪生产系统的环境影响评估 [J].农业工程学报,2016,32(13):183-189.[HUI Xiao-hong, LIU Ze-xue, ZHANG Ni-ya, et al. Evaluation on Environmental Impact of Intensive Pig Production System in Hubei Province [J]. Transactions of the Chinese Society of Agricultural Engineering, 2016, 32(13):183-189.]
- [20] 程琼仪,张言,陈昭辉,等.肉牛场生命周期估计及环境影响评价 [J].家畜生态学报,2015,36(1):63-69.[CHENG Qiong-yi, ZHANG Yan, CHEN Zhao-hui, et al. Life Cycle Estimation and Environmental Impact Assessment of Beef Cattle Farm [J]. Journal of Domestic Animal Ecology, 2015, 36(1):63-69.]

- nestic Animal Ecology, 2015, 36(1):63–69.]
- [21] 管春雷, 丁美, 王彬鑫, 等. 基于生命周期分析方法的化肥与有机肥对比评价 [J]. 土壤通报, 2012, 43(2):412–417. [JI Chun-lei, DING Mei, WANG Bin-xin, et al. Comparative Evaluation of Chemical and Organic Fertilizer on the Base of Life Cycle Analysis Methods [J]. Chinese Journal of Soil Science, 2012, 43 ( 2 ): 412–417.]
- [22] 王彦哲, 周胜, 王宇, 等. 中国核电和其他电力技术环境影响综合评价 [J]. 清华大学学报(自然科学版), 2021, 61(4):377–384. [WANG Yan-zhe, ZHOU Sheng, WANG Yu, et al. Comprehensive Assessment of the Environmental Impact of China's Nuclear and Other Power Generation Technologies [J]. Journal of Tsinghua University (Science and Technology), 2021, 61(4):377–384.]
- [23] 刘胜强, 毛显强, 邢有凯. 中国新能源发电生命周期温室气体减排潜力比较和分析 [J]. 气候变化研究进展, 2012, 8(1):48–53. [LIU Sheng-qiang, MAO Xian-qiang, XING You-kei. Estimation and Comparison of Greenhouse Gas Mitigation Potential of New Energy by Life Cycle Assessment in China [J]. Progressus Inquisitiones DE Mutatione Climatis, 2012, 8(1):48–53.]
- [24] 金晶. 脱硫石膏综合利用途径及环境影响评价 [D]. 北京: 北京科技大学, 2007. [JIN Jing. Analysis on Environmental Impact and Application Prospect of the Comprehensive Utilization Ways of FGD Gypsum [D]. Beijing: University of Science and Technology Beijing, 2007.]
- [25] 黄虎. 固定道保护性耕作机械作业能耗效应研究 [D]. 北京: 中国农业大学, 2007. [HUANG Hu. Study on Energy Consumption Effect of Fixed Road Conservation Tillage Machinery [D]. Beijing: China Agricultural University, 2007.]
- [26] 胡志远, 谭丕强, 楼狄明, 等. 不同原料制备生物柴油生命周期能耗和排放评价 [J]. 农业工程学报, 2006, 22(11):141–146. [HU Zhi-yuan, TAN Pi-qiang, LOU Di-ming, et al. Assessment of Life Cycle Energy Consumption and Emissions for Several Kinds of Feedstock Based Biodiesel [J]. Transactions of the Chinese Society of Agricultural Engineering, 2006, 22(11):141–146.]
- [27] 李军国, 秦玉昌, 李俊, 等. 饲料生产主要工序的能耗分析及节能技术 [J]. 饲料与畜牧, 2012(10):5–9. [LI Jun-guo, QIN Yu-chang, LI Jun, et al. Energy Consumption Analysis and Energy-saving Technology in the Main Process of Feed Production [J]. Animal Agriculture, 2012(10):5–9.]
- [28] DONG H, ZHU Z, SHANG B, et al. Greenhouse Gas Emissions from Swine Barns of Various Production Stages in Suburban Beijing, China [J]. Atmospheric Environment, 2007, 41(11):2391–2399.
- [29] 代小蓉. 集约化猪场  $\text{NH}_3$  的排放系数研究 [D]. 杭州: 浙江大学, 2010. [DAI Xiao-rong. Study on Ammonia Emission Factors in Concentrated Pig Farm [D]. Hangzhou: Zhejiang University, 2010.]
- [30] 郭海宁, 李建辉, 马晗, 等. 不同养猪模式的温室气体排放研究 [J]. 农业环境科学学报, 2014, 33(12):2457–2462. [GUO Hai-ning, LI Jian-hui, MA Han, et al. Greenhouse Gas Emissions in Different Pig Raising Modes [J]. Journal of Agro-environment Science, 2014, 33(12):2457–2462.]
- [31] RAMIREZ-ISLAS M E, GÜERECA L P, SOSA-RODRIGUEZ F S, et al. Environmental Assessment of Energy Production from Anaerobic Digestion of Pig Manure at Medium-scale Using Life Cycle Assessment [J]. Waste Management, 2020, 102:85–96.
- [32] 靳红梅, 常志州, 马艳, 等. 基于集约化农区种养结合的猪粪处理模式生命周期评价 [J]. 农业环境科学学报, 2015, 34(8):1625–1632. [JIN Hong-mei, CHANG Zhi-zhou, MA Yan, et al. Life Cycle Assessment of Different Treatment Modes of Pig Manure Based on Integrated Planting and Raising System in Intensive Agricultural Region [J]. Journal of Agro-environment Science, 2015, 34 ( 8 ): 1625–1632.]
- [33] 罗一鸣, 张丽丽, 李国学, 等. 规模养猪场粪便堆肥处理生命周期评价实例分析 [J]. 农业环境科学学报, 2014, 33(11):2254–2259. [LUO Yi-ming, ZHANG Li-li, LI Guo-xue, et al. A Case Study on Life Cycle Assessment of Pig Manure Compost Production in a Pig Farm [J]. Journal of Agro-environment Science, 2014, 33 ( 11 ): 2254–2259.]
- [34] 国家统计局. 中国统计年鉴 2020 [M]. 北京: 中国统计出版社, 2020:385–398.
- [35] 刘成果. 中国奶业年鉴 2007 [M]. 北京: 中国农业出版社, 2007: 165–170.
- [36] 王旭峰, 何计国, 陶纯洁, 等. 小麦麸皮的功能成分及加工利用现状 [J]. 粮食与食品工业, 2006, 13(1):19–22. [WANG Xu-feng, HE Ji-guo, TAO Chun-jie, et al. Current of Functional Ingredients and Exploitation of Wheat Bran [J]. Cereal & Food Industry, 2006, 13(1):19–22.]
- [37] 国家发展和改革委员会价格司. 2019 全国农产品成本收益资料汇编 [M]. 北京: 中国统计出版社, 2019:23–29.
- [38] 罗燕, 乔玉辉, 吴文良. 东北有机及常规大豆对环境影响的生命周期评价 [J]. 生态学报, 2011, 31(23):7170–7178. [LUO Yan, QIAO Yu-hui, WU Wen-liang. Environment Impact Assessment of Organic and Conventional Soybean Production with LCA Method in China Northeast Plain [J]. Acta Ecologica Sinica, 2011, 31 ( 23 ): 7170–7178.]
- [39] 吴亚楠, 魏强, 孙晶华. 基于 DNDC 模型的小麦生命周期资源环境影响评价 [J]. 江苏农业科学, 2018, 46(6):258–262. [WU Yanan, WEI Qiang, SUN Jing-hua. Life Cycle Environmental Influence Assessment of Wheat Based on DNDC Model [J]. Jiangsu Agricultural Sciences, 2018, 46(6):258–262.]
- [40] 徐晨, 张玲. 我国磷肥生产施用的全生命周期环境影响分析: 以磷酸二铵为例 [J]. 资源开发与市场, 2018, 34(9):1262–1270. [XU Chen, ZHANG Ling. Life Cycle Environmental Impact Analysis of Phosphate Fertilizer Production in China: A Case Study of Diammonium Phosphate [J]. Resource Development & Market, 2018, 34 ( 9 ): 1262–1270.]
- [41] CHEN W, GENG Y, HONG J L, et al. Life Cycle Assessment of Potash Fertilizer Production in China [J]. Resources, Conservation and Recycling, 2018, 138:238–245.
- [42] 白红杰, 范磊, 王丽英, 等. 过滤式垂直立体通风系统对改善舍内空气质量提高生产指标的实践与研究 [J]. 上海农业学报, 2021, 37(1):66–70. [BAI Hong-jie, FAN Lei, WANG Li-ying, et al. Practice and Research of Filter Type Vertical Stereo Ventilation System to Improve Air Quality and Production Index [J]. Acta Agriculturae Shanghai, 2021, 37(1):66–70.]
- [43] ZHANG C Q, XU Y L. Economic Analysis of Large-scale Farm Biogas Power Generation System Considering Environmental Benefits

- Based on LCA: A Case Study in China [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2020, 258: 120985.
- [44] IPCC. *Climate Change 2013: The Physical Science Basis* Working Group I Contribution to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change [R]. Cambridge: Cambridge University Press, 2014.
- [45] BRENTROP F, KÜSTERS J, KUHLMANN H, et al. Environmental Impact Assessment of Agricultural Production Systems Using the Life Cycle Assessment Methodology [J]. *European Journal of Agronomy*, 2004, 20(3): 247–264.
- [46] STRANDDORF H K, SCHMIDT L H A. Update on Impact Categories, Normalization and Weighting in LCA [R]. Version 1.0. [s. l.]: Danish Environmental Protection Agency, 2005.
- [47] 王明新,包永红,吴文良,等.华北平原冬小麦生命周期环境影响评价[J].*农业环境科学学报*,2006,25(5):1127–1132. [WANG Ming-xin, BAO Yong-hong, WU Wen-liang, et al. Life Cycle Environmental Impact Assessment of Winter Wheat in North China Plain [J]. *Journal of Agro-environment Science*, 2006, 25 (5): 1127–1132.]
- [48] 王成己,李艳春,刘岑薇,等.福建省规模化养猪场温室气体减排效益评估[J].*福建农业学报*,2019,34(4):465–470. [WANG Cheng-ji, LI Yan-chun, LIU Cen-wei, et al. Reduction of Greenhouse Gas Emissions at Large Pig Farms in Fujian [J]. *Fujian Journal of Agricultural Sciences*, 2019, 34(4): 465–470.]
- [49] LIU H T, LI J, LI X, et al. Mitigating Greenhouse Gas Emissions through Replacement of Chemical Fertilizer with Organic Manure in a Temperate Farmland [J]. *Science Bulletin*, 2015, 60(6): 598–606.
- [50] PACCANELLI N, TELI A, SCAGLIONE D, et al. Comparison Based on Environmental Effects of Nitrogen Management Techniques in a Manure Digestate Case Study [J]. *Environmental Technology*, 2015, 36(24): 3176–3185.
- [51] TEN HOEVE M, HUTCHINGS N J, PETERS G M, et al. Life Cycle Assessment of Pig Slurry Treatment Technologies for Nutrient Redistribution in Denmark [J]. *Journal of Environmental Management*, 2014, 132: 60–70.
- [52] WANG Y, DONG H M, ZHU Z P, et al. Mitigating Greenhouse Gas and Ammonia Emissions from Swine Manure Management: A System Analysis [J]. *Environmental Science & Technology*, 2017, 51 (8): 4503–4511.
- [53] SCOTTO DI PERTA E, MAUTONE A, OLIVA M, et al. Influence of Treatments and Covers on NH<sub>3</sub> Emissions from Dairy Cow and Buffalo Manure Storage [J]. *Sustainability*, 2020, 12(7): 2986.
- [54] 潘笑.猪粪处理技术生命周期环境影响评估[D].南京:南京大学, 2018. [PAN Xiao. Evaluating Environmental Impacts of Pig Slurry Treatment Technologies from a Life-cycle Perspective [D]. Nanjing: Nanjing University, 2018.]
- [55] REYES Y A, BARRERA E L, VALLE A S, et al. Life Cycle Assessment for the Cuban Pig Production: Case Study in Sancti Spiritus [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2019, 219: 99–109.

**作者简介:** 方志聪(1996—),男,广东珠海人,主要研究方向为环境工程技术开发与评价研究。E-mail: 1341074539@qq.com

(责任编辑:李祥敏)

## Contents

- Study on Spatial-temporal Evolution and Driving Factors of Ecosystem Service Value in the Yangtze River  
Delta Urban Agglomerations ..... *MA Wei-bo, YANG Fan, WANG Nan, ZHAO Li-jun, TAN Kun, ZHANG Xiao-fei, ZHANG Long-jiang, LI Hai-dong* (1365)
- Spatial-temporal Evolution of Habitat Quality and Its Influencing Factors in Ecological Conservation Area in Sichuan-Yunnan Provinces Based on Value Assessment ..... *ZHENG Ke-jun, LI Chen, WU Ying-mei, GAO Bin-pin, WU Yan, LI Chan* (1377)
- Carbon Footprint Analysis of Wheat-maize Production System in Hebei Province  
..... *XIAO Guang-min, RU Shu-hua, HOU Li-min, WANG Ce, ZHAO Ou-ya, SUN Shi-you, WANG Ling, LIU Lei, ZHANG Guo-yin* (1388)
- Measurements, Spatial Spillover and Influencing Factors of Agricultural Eco-efficiency in Henan Province  
..... *YAN Ming-tao, QIAO Jia-jun, QU Meng, HAN Dong* (1396)
- Comparative Analysis of Farmers' Livelihood Resilience before and after Relocation for Poverty Alleviation: A Case Study in the Relocation Site in Zhexiang Town of Zhenfeng County, Guizhou Province  
..... *JI Tian-ni, ZHOU Zhong-fa, NIU Zi-hao, ZHANG Jia-shuo* (1406)
- Spatial-temporal Pattern and Optimization of the Green Space Ecological Networks in the Ningshao Plain  
..... *JIN Ai-bo, ZHANG Shi-yang, WANG Xiang-rong* (1415)
- Study on Spatial and Temporal Changes of Vegetation Coverage in Gannan Prefecture Based on Different Geomorphological Zones and Their Influencing Factors  
..... *MA Yue, WANG Lu-cang, ZHAO Rui-dong, CHANG Fei* (1427)
- Estimation of Vegetation Carbon Source/Sink and Analysis of Its Influencing Factors in Hulun Lake Basin from 2013 to 2020 ..... *LI Zhao-hui, SHAN Nan, WANG Qi, LI Wen-jing, WANG Zeng-long, BAO Sa-ru, DOU Hua-shan, AO Wen, PANG Bo, WANG Wen-lin* (1437)
- Characteristics of Energy Balance and Evapotranspiration of Sparse Shrubs in the Northeastern Edge of Ulan Buh Desert ..... *PAN Yu-meng, XIAO Hui-jie, XIN Zhi-ming, JIA Xiao-xiao* (1447)
- Selection and Utilization of Microhabitats by Ungulates on the Earthquake Damaged Sites in Autumn ..... *JIANG Jiao, ZHOU Tian-xiang, GUO Zhen-shan, MAO Ze-en, HUANG Jin-yan, ZHANG Jin-dong* (1456)
- Effects of Biochar and Its Skeleton on the Removal of Low Concentration Nitrate in Water by Denitrifiers ..... *CHANG Zhi-lin, WANG Chao-xu, ZHANG Feng, LI Hong-yan, CUI Jian-guo* (1464)
- Pollution Assessment and Source Identification of Heavy Metals in Farmland Soils around a Coal Mine Area in Yunnan Province ..... *ZHAO Jia-yin, YANG Di, YANG Xiang-zhi, ZHANG Ning, LIU Yu, WANG Meng-meng, WU Yun-cheng, CHEN Qiu-hui, TIAN Wei* (1473)
- Effects of Sludge Composting to Replace Nitrogen Fertilizer on Cinnamon Soil Fertility, Yield and Quality of Wheat ..... *XU Fu-jin, CHANG Hui-qing* (1482)
- Environmental Impacts Assessment of Large-scale Multi-floor Pig Farming Systems  
..... *FANG Zhi-cong, HUHE Tao-li, YUAN Ru-ling, WU Dan, HUANG Xin, YU Zi-xi, LEI Ting-zhou, CHEN Yong* (1491)

## 编辑委员会

### 主任委员

赵克强

### 副主任委员

刘鸿亮 李文华 蒋有绪 刘国才 徐海根

### 主编

蔡道基

### 副主编

吴孔明 吴丰昌 张福锁 高吉喜

### 执行副主编

唐晓燕

### 编委(按姓氏音序排列)

蔡祖聪	常州	陈利顶	陈同斌	党志	邓良伟	董世魁	冯玉龙	高士祥	胡正义	贾仲君
蒋明康	李德波	李迪强	李建龙	李培军	李维新	李周	林玉锁	刘红玉	刘燕	龙涛
卢宝荣	吕家珑	骆世明	马克平	闵庆文	潘根兴	彭少麟	濮励杰	仇荣亮	单正军	沈渭寿
施卫明	石利利	石毓岷(美国)	史舟	孙勤芳	王长永	王国祥	王让会	王学军	武志林	
席北斗	肖兴基	徐海根	徐会连(日本)	徐明岗	许崇育(挪威)	薛建辉	阎百兴	颜晓元		
杨林章	杨柳燕	杨庆文	尹大强	翟保平	张慧	张金池	张毅敏	赵克强	郑元润	周东美
周军英	周启星	周泽江	朱波	朱永官	邹长新					

## 生态与农村环境学报

SHENTAI YU NONGCUN HUANJING XUEBAO

(月刊,1985年2月创刊)

第38卷 第11期(总第215期)2022年11月25日出版

## JOURNAL OF ECOLOGY AND RURAL ENVIRONMENT

(Monthly, Founded in February 1985)

Vol. 38 No. 11 Nov. 25, 2022



主 管 中华人民共和国生态环境部  
主 办 生态环境部南京环境科学研究所  
主 编 蔡道基  
编辑出版 《生态与农村环境学报》编辑部  
地址:南京市蒋王庙街8号  
邮编:210042  
电话:025-85287052, 85287053, 85287036  
网址:<http://www.ere.ac.cn>  
E-mail: [ere@vip.163.com](mailto:ere@vip.163.com); [bjb@nies.org](mailto:bjb@nies.org)  
印刷装订 江苏省地质测绘院  
总发行处 江苏省邮政局  
订 购 处 全国各地邮局  
国 外 发 行 中国国际图书贸易总公司(北京399信箱)

Superintended by Ministry of Ecology and Environment, P. R. China  
Sponsored by Nanjing Institute of Environmental Sciences,  
Ministry of Ecology and Environment  
Editor-in-chief CAI Dao-ji  
Edited and Published by  
Editorial Office of  
Journal of Ecology and Rural Environment  
P. O. Box 4202, Nanjing 210042, China  
E-mail: [ere@vip.163.com](mailto:ere@vip.163.com); [bjb@nies.org](mailto:bjb@nies.org)  
Tel: +86-25-85287052, 85287053, 85287036  
Printed by Jiangsu Geologic Surveying and Mapping Institute  
Distributed by Domestic: All Local Post Offices in China  
Foreign: China International Book Trading Corporation  
P. O. Box 399, Beijing 100044, China

中国标准连续出版物号: ISSN 1673-4831  
CN 32-1766/X

国内邮发代号: 28-114  
国外发行代号: Q5688  
定价: 30.00元

ISSN 1673-4831



9 771673 483223