

黄河流域农林碳汇时空演变特征及驱动因素

李 珂, 史维良

(西安财经大学 统计学院, 西安 710100)

摘要:利用 2000—2020 年的相关数据计算农业和森林碳汇量,研究黄河流域农林碳汇的时空变化特征,并运用地理探测器模型对其影响因素进行分析。结果表明:黄河流域各省份农林碳汇量均有不同幅度的提升,但空间分布不均衡现象仍存在;降水、气温、坡度、坡向及人口数量是黄河流域农林碳汇的主导因子;交互作用的解释力度增强,且以双因子增强型为主;各因素均与农林碳汇有显著差别,可以得到农林碳汇量达到最大的因子范围。

关键词:农林碳汇;地理探测器;时空演变

中图分类号:DF413.1;F307.2 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-1807(2023)17-0092-06

减少碳源、增加碳汇是实现碳达峰、碳中和的主要手段。“碳汇”作为实现“碳中和”目标唯一方法,如何全面、准确、有效地实现“碳汇”估算,对国家和企业的长期战略发展、城市的生态评估具有重要意义。推动黄河流域生态保护和高质量发展是实现人与自然和谐共生现代化的重要组成部分。研究黄河流域的碳汇水平可以在一定程度上反映黄河流域生态环境发展的水平,为黄河流域“双碳”目标以及高质量发展的进程起到促进作用。

近年来,学界对碳汇的研究主要涉及固碳量估算方法的拓展及应用^[1]、碳汇现状与潜力评估以及碳汇时空分布格局揭示^[2]等。研究区域类型日益丰富,由区域内部的分异现象向区域间差异转变,从单一环境向复合环境下碳汇研究延展^[3]。研究尺度逐渐多元化,涵盖全国、地区、省域、市域等。李源清等^[4]利用郑州市的统计数据,估算了郑州市森林碳汇、农田碳汇和城市绿化碳汇;马欣雨和穆月英^[5]研究发现购买农业保险、采纳节水灌溉技术、提高户主受教育年限、提升耕地质量可促进了环境技术效率的改善,要素利用率低与污染过量是限制粮食生产环境技术效率提高的关键因素;邹佳敏等^[6]探究了森林碳汇与居民福祉的耦合关系,为国家制定差异化的森林生态补偿政策提供新视角。尚杰和杨滨键^[7]从种植业经济发展水平、农产品出口依存度、种植业财政支持力度、有效灌溉面积率等角度研究了种植业净碳汇影响因素。当前研究成果对全面了解区域碳效应提供了良好的理论基础,为

“双碳”目标的实现提供了重要的现实支撑。但目前我国的碳汇估算主要对单一的森林或农田碳汇进行研究,这导致许多区域的碳汇资源并未完全得到展现。以黄河流域为例,黄河流域总土地面积 11.9 亿亩(1 亩 $\approx$ 667 m²),流域内共有耕地 2.44 亿亩,耕地面积占总土地面积的 20.5%,而森林覆盖率也只有 24.44%,如果只考虑一种碳汇资源,黄河流域碳汇资源一定会被低估^[8]。

基于此,为研究黄河流域碳汇现状,推动黄河流域“双碳”目标的进程,更有针对性地实现黄河流域生态环境高质量发展,结合国家统计数据和不同类型的碳汇估算方法,计算评估黄河流域农林碳汇的现状,并利用地理探测器分析黄河流域农林碳汇的影响因素,以期建立更加可信、精确、有效的碳汇测算方法提供理论依据,也为黄河流域更加积极有效地开展碳达峰、碳中和实践以及参与全球气候治理提供决策参考。

1 数据来源及研究方法

1.1 研究区概况

黄河流域位于东经 96°~119°、北纬 32°~42°,东西长约 1 900 km,南北宽约 1 100 km,总面积 79.5 万 km²。发源于中国青海省巴颜喀拉山脉,流经青海、四川、甘肃、宁夏、内蒙古、陕西、山西、河南、山东 9 个省区,最后于山东省东营市垦利区注入渤海。根据中国植被类型空间分布数据显示黄河流域的林地主要集中在黄河上游水源涵养区、秦岭

收稿日期:2023-05-18

作者简介:李珂(1999—),女,陕西汉中,西安财经大学统计学院,硕士研究生,研究方向为应用统计;通信作者史维良(1973—),女,陕西西安人,西安财经大学统计学院,副教授,硕士,研究方向为应用统计。

等山地地区,耕地主要分布于中下游,华北平原区流域森林面积约 9.52 万 km²,碳储量潜力巨大,是我国重要的生态安全屏障,也是人口活动和经济发展的重要区域,在国家发展大局和社会主义现代化建设全局中具有举足轻重的战略地位。因此,研究黄河流域农林碳汇量的发展现状,探寻其发展规律具有一定的现实意义。

1.2 数据来源

所用数据包括第 6~9 次全国森林资源清查数据以及 2000—2020 年黄河流域各省份统计年鉴数据、环境统计年鉴数据及林业统计年鉴。高程、坡度及坡向数据来源于中国科学院计算机网络信息中心地理空间数据云平台。

1.3 研究方法

1.3.1 森林碳汇量估算方法

目前森林碳汇量的计量方法主要分为样地清查法和微气象学方法^[9]。样地清查法包括生物量法、蓄积量法和生物清单法。相较于样地清查法,微气象学方法所需设备精度高且昂贵,对人员专业素质要求高且操作难度大;而样地清查法中生物清单法以及生物清单法工作量大,可靠性和可比较性差。因此,根据实用性和可操作性原则,选择准确性较优的蓄积量扩张因子法计算森林碳汇量。

蓄积量扩张因子法是生物量法的延伸^[10],继承了生物量法的优点,保证了研究的准确性和可行性。该方法利用比例关系将林地、林木和林下植物固碳量的计算涵盖在内,其原理是根据森林主要树种进行抽样实测,计算出森林中主要树种的平均容重,根据森林的总蓄积量求出生物总量,再根据生物量与碳量的转换系数求出森林的固碳量,具体计算公式为

$$C = C_1 + C_2 + C_3 \tag{1}$$

$$C_1 = \sum (S_{ij} V_{ij} \delta \rho \gamma) \tag{2}$$

$$C_2 = \alpha \sum (S_{ij} V_{ij} \delta \rho \gamma) \tag{3}$$

$$C_3 = \beta \sum (S_{ij} V_{ij} \delta \rho \gamma) \tag{4}$$

式中: C 为森林固碳量,即碳汇总量; C₁ 为林木生物固碳量; C₂ 为林下植物固碳量; C₃ 为林地土壤层固碳量; S_{ij} 为第 i 类地区第 j 类森林类型面积; V_{ij} 为单位面积蓄积量; α、β 分别为林下植物和林地土壤层碳转换系数,根据国际通用政府间气候变化专门委员会(IPCC)公布的默认值将 α、β 定为 0.195 和 1.244; δ、ρ、γ、分别为生物量扩大系数、容积系数、为含碳率,根据 IPCC 公布的默认值分别取 1.9、

0.5、0.5。

1.3.2 农业碳汇量估算方法

根据郭海红和盖凌云^[11]的研究,利用系数法,计算农作物的碳汇能力。具体公式为

$$S = \sum_i^n S_i = \sum_i^n u_i q_i (1 - w_i) / \theta_i \tag{5}$$

式中: S 为农业碳汇量总量; S_i 为某种农作物的碳汇量; n 为农作物种类; u_i 为农作物碳吸收率; q_i 为农作物经济产量; w_i 为农作物的含水量; θ_i 为农作物经济系数。

由于农作物种类复杂多样,不同的农作物的固碳能力不同,为了测算的结果更加准确科学,对农作物种类细分水稻、小麦、玉米等农作物品种,利用相关碳汇测算体系测算农作物的碳汇能力^[12]。具体碳汇相关系数见表 1。

表 1 农业碳汇相关系数

农作物	经济系数	含水量/%	碳吸收率
水稻	0.45	12	0.41
小麦	0.40	12	0.49
玉米	0.40	13	0.47
谷子	0.42	12	0.45
高粱	0.35	12	0.45
豆类	0.34	13	0.45
薯类	0.70	70	0.42
花生	0.43	10	0.45
油菜籽	0.25	10	0.45
棉花	0.10	8	0.45
麻类	0.36	15	0.45
甜菜	0.70	75	0.41
烟叶	0.55	85	0.45
蔬菜	0.60	90	0.45
瓜类	0.70	90	0.45
其他	0.40	12	0.45

1.3.3 Kernel 核密度分析

为更直观、生动地揭示 2000—2020 年黄河流域农林碳汇总量的时序演变特征,运用非参数估计的 Kernel 核密度估计刻画其动态演进趋势。核密度估计方法对随机变量的概率密度进行近似估计,考察变量分布位置、形态等动态信息。由于对模型的依赖性较弱且具有良好的统计性质,该方法在空间分布差异研究中已得到广泛应用。计算公式为

$$f(x) = \frac{1}{N_h} \sum_{i=1}^N K\left(\frac{X_i - x}{h}\right) \tag{6}$$

式中: N_h 为观测值个数; X_i 为观测点值; x 为平均值; h 为带宽; K($\frac{X_i - x}{h}$) 为核函数。

选择已有研究中广泛运用的高斯核函数,计算

公式为

$$K(x)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\exp\left(-\frac{x^2}{2}\right)$$

(7)

1.3.4 地理探测器模型

地理探测器无线性假设且物理意义明确。本文利用因子探测器、交互探测器以及风险探测器研究农林碳汇量的驱动因子。

1)分异及因子探测。探测农林碳汇量的空间分异性,明确评价指标对农林碳汇量的影响力,用 q 值度量。

2)交互作用探测。识别两个评价指标共同作用对农林碳汇量的影响。交互作用类型见表 2。

3)风险区探测。判断评价指标子区域间的属性均值是否有显著差别,搜索碳汇水平高的区域,用 t 来检验。

4)指出不同因素对黄河流域农林碳汇量的空间分布的影响是否存在显著差异。

表 2 交互作用类型

交互类型	表达式
非线性减弱	$q(x_1 \cap x_2) < \min[q(x_1), q(x_2)]$
独立影响	$q(x_1 \cap x_2) = q(x_1) + q(x_2)$
非线性增强	$q(x_1 \cap x_2) > q(x_1) + q(x_2)$
单因子非线性增强	$\min[q(x_1), q(x_2)] < q(x_1 \cap x_2) < \max[q(x_1), q(x_2)]$
双边增强	$q(x_1 \cap x_2) > \max[q(x_1), q(x_2)]$

注: $q(x_1 \cap x_2)$ 表示 $q(x_1)$ 、 $q(x_2)$ 两者交互; $\min[q(x_1), q(x_2)]$ 表示在 $q(x_1)$ 、 $q(x_2)$ 中取最小值; $\max[q(x_1), q(x_2)]$ 表示在 $q(x_1)$ 、 $q(x_2)$ 中取最大值; $q(x_1) + q(x_2)$ 表示 $q(x_1)$ 、 $q(x_2)$ 两者求和。

2 黄河流域农林碳汇量时空演变特征分析

为研究黄河流域农林碳汇总量的发展现状及其变化规律,依据前文所构建的森林及农田碳汇测算公式,分别测算黄河流域 9 个省区 2000—2020 年的森林以及农田的碳汇量。在此基础上,结合所测算的碳汇量计算出各地区农林碳汇总量,并对其时空演变特征进行分析。

2.1 时间演变特征分析

选取 2000 年、2008 年、2014 年和 2020 年作为考察剖面,绘制黄河流域农林碳汇总量的核密度分布图,揭示随时间变化其分布位置、分布形态和分布延展性等特征,体现 2000—2020 年黄河流域农林碳汇量的时间演变特征,如图 1 所示。

由图 1 可知,2000—2020 年黄河流域农林碳汇量核密度呈现出了明显的“单极”现象,大部分省份农林碳汇总量低于 $5\,000 \times 10^4$ t。核密度函数中心存在不同幅度的右移现象,说明在此期间内,黄河

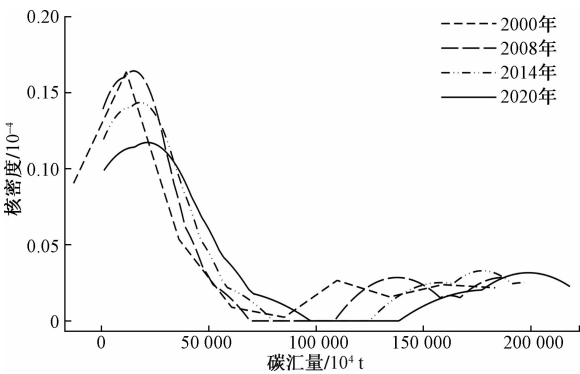


图 1 2000 年、2008 年、2014 年、2020 年黄河流域农林碳汇量核密度分布

流域农林碳汇量的水平整体有所提升;2000—2020 年波峰位逐渐变得平坦,峰位稍有下降,曲线有所变宽,中部存在明显的“拖尾现象”,说明在此期间黄河流域农林碳汇水平发展不平衡,出现了一些“独大城市”,但大多数省份农林碳汇总量均有所上升,且各地区差异程度不断缩小,这可能是由于黄河流域各地区在政策的引导下逐渐增强环境保护意识,逐步实现“双碳”目标以及黄河流域生态高质量发展,绿色发展水平持续提升。

2.2 空间分异特征分析

为了反映黄河流域各省农林碳汇量的空间格局及其变化,运用 ArcGIS 10.6 软件对黄河流域各省农林碳汇量进行分级聚类,将碳汇量依次划分为第 1 阶段 ($795.50 \leq C < 3\,823.83$)、第 2 阶段 ($3\,823.83 \leq C < 13\,556.02$)、第 3 阶段 ($13\,556.025\,9 \leq C \leq 27\,685.384\,4$)、第 4 阶段 ($27\,685.38 \leq C < 137\,861.55$)、第 5 阶段 ($137\,861.55 \leq C < 218\,286.92$)。绘制 2000 年、2008 年、2014 年以及 2020 年时间截面的黄河流域农林碳汇量空间格局变化图,结果如图 2 所示。

总体而言,黄河流域农林碳汇量较高的区域集中在四川、内蒙古两个区域,碳汇量较低的区域集中在青海和宁夏,这主要是因为四川和内蒙古土地面积相对较大,自然条件优越,适合植物生长,而宁夏和青海由于受到土地面积以及海拔等因素的限制,使得农林碳汇发展较差。黄河流域农林碳汇量从南向北呈现出“高-低-高”的差异,而从东向西则呈现“两侧低、中间高”的差异。2000—2020 年,各个省份农业和森林碳汇量都得到了一定的发展,特别是在东部沿海省份,农林碳汇量显著提高。

从图 2 中可以看出,黄河流域上游各省农林碳汇水平差异较大,宁夏、青海和四川在 21 年的发展并没有突破性的变化,其中宁夏始终处于第 1 阶

段,四川一直处于第5阶段;甘肃农林碳汇量发展相对较好。中游省份农林碳汇水平发展相对稳定,其中陕西始终处于第4阶段,而山西于2014—2020年由第2阶段变为第3阶段,内蒙古从2000年的第4阶段发展到2020年突破第5阶段,农林碳汇水平较高。黄河流域下游省份农林碳汇水平发展良好,山东由最初的第1阶段不断发展最终处于第3阶段,河南也在21年的发展中,突破第2阶段进入第3阶段,可能是由于山东省和河南省本身自然条件优越,在研究期内由于经济的发展,两省对于农业以及林业的重视程度加深,从而实现了农林碳汇水平的突破。

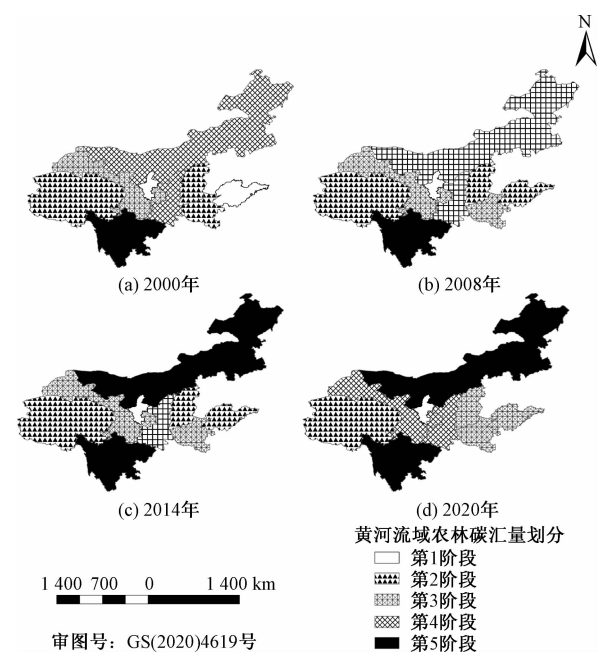


图2 2000年、2008年、2014年、2020年黄河流域农林碳汇量空间格局变化

3 黄河流域农林碳汇驱动因素的影响

综合考虑自然、人文两方面因素,结合相关文献及可得数据,选取气温(X_2)、降水总量(X_4)、坡度(X_9)、坡向(X_{10})、年平均日照(X_3)和高程(X_8)作为自然因素,选取年末总人数(X_5)、城镇化率(X_1)、第一产业占GDP比重(X_6)和第二产业占GDP比重(X_7)作为人文因素,共计10个因子,进行地理探测。

3.1 各驱动因子对于农林碳汇的影响

首先进行因子探测,探究单因子对黄河流域农林碳汇量的影响程度。图3对各因子影响程度进行了展示。因子对农林碳汇量的影响程度排序为气温>降水总量>年末总人数>坡度>坡向>年平均

均日照>高程>城镇化率>第一产业占GDP比重>第二产业占GDP比重。自然因子中,降水和气温的解释力均超过60%,是影响农林碳汇量的主要因子;坡度、坡向是次影响因子,解释力在40%以上;年平均日照和高程对碳汇影响力最弱,但解释力也在35%以上。人为因子中,年末人口总量对农林碳汇量的影响,解释力在59%左右;城镇化率和第一产业、第二产业占GDP总量对碳汇的直接影响较小。

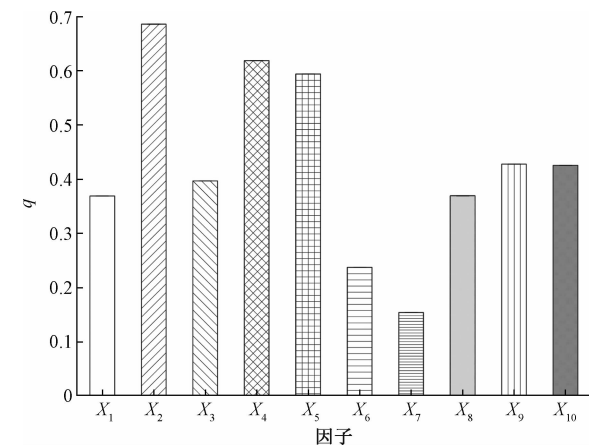


图3 因子探测q值

3.2 驱动因子之间的交互作用对于农林碳汇的影响

为进一步探究黄河流域农林碳汇量空间分异机理,进行交互因子探测,分析黄河流域农林碳汇量的驱动因子在空间叠加后形成的交互作用。图4是黄河流域农林碳汇量驱动因子的交互作用探测结果展示。可以看出任意两个因子间的交互作用均大于单个因子的影响,其中,非线性增强关系所占比例为37.8%,双因子增强关系为62.2%,不存在相互独立起作用的因子,说明黄河流域农林碳汇量的变化是不同驱动因子共同作用的结果。其中城镇化率与年末总人口、第二产业占GDP比重、坡度和坡向之间,年平均日照与第二产业占GDP比重、高程、坡度和坡向之间,年末总人口与第一产业占GDP比重,第一产业占GDP比重与第二产业占GDP比重、坡度和坡向之间,第二产业占GDP比重与高程、坡度和坡向之间,高程与坡度、坡向之间的交互作用呈现非线性增强,其余因子间交互作用均为双因子增强。气温与其他影响因子的交互作用对农林碳汇量的影响均超过70%,年末总人口数与其他影响因子的交互作用均在70%以上。虽然人类活动的单因子解释力不高,但与环境因子的交互作用解释力较强,表明坡度和坡向是影响农林碳汇量空间分异格局的间接因素。

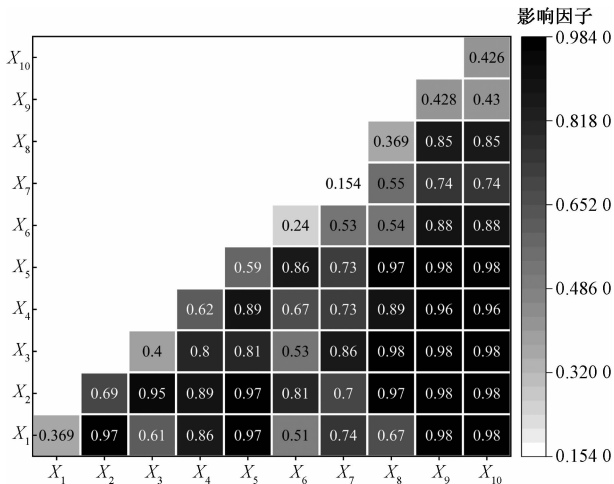


图 4 因子交互作用 q 值

3.3 农林碳汇最大化的因子范围

利用风险区探测,分析因子子区域间的属性均值是否有显著差别,从而得到使得农林碳汇量达到最大的因子范围,可以在之后的发展中选择更利于农林碳汇发展的区域进行规划。具体参数见表 3。

由表 3 可知,10 个因子分区对农林碳汇量均值均呈现显著性差别。人文因子的强度与农林碳汇量均值基本呈负相关关系。其中,年末总人数、城镇化率等人文因子均分为 5 级,1 代表最小,5 代表最大。第二产业占 GDP 比重、年末总人数和城镇化率的分区中,农林碳汇量均值最大值出现在第 1 或 2 级分区中,分别为 102 528.6、159 575.4、113 401.8,对应第二产业占 GDP 比重、年末人口数和城镇化率的最优范围分别是 34.72%~36.79%,3 651~3 857 人,35.51%~38.14%。但第一产业占 GDP 比重的分区中,农林碳汇量均值的最大值 102 995.7 出现在第 5 级分区,范围为 20.73%~22.61%,这可能是由于林业和农业均为第一产业中的重要部分,所以第一产业的发展对农林碳汇量有正向的促进作用。

表 3 因子的适应类型及范围

因子	适应类型	适应范围	碳汇量均值/ 10^4t
城镇化率/%	2	35.51~38.14	113 401.8
气温/ $^{\circ}\text{C}$	5	14.98~15.43	101 535.7
平均年平均日照/h	3	2 585.49~2 656.7	181 068.6
降水总量/mm	4	21 608.66~23 142.35	181 345.4
年末总人数/人	2	3 651~3 857	159 575.4
第一产业占 GDP 比重/%	5	20.73~22.61	102 995.7
第二产业占 GDP 比重/%	1	34.72~36.79	102 528.6
高程/m	2	2 092~2 589.45	189 147.1
坡度/ $^{\circ}$	1	13.36~18.36	189 147.1
坡向	2	175.49~179.19	189 147.1

自然因子分区对农林碳汇量的均值也呈现显著性差别,但不同的是,风险区在各因子间差异更加多样。其中,碳汇量均值最高值 $189\,147.1\times 10^4\text{t}$ 同时出现在坡度分级中的 1 级和高程、坡向分级中的 2 级,这 3 个因子的分级均为四川,这说明四川的地形最利于森林和农业的发展,从而使得农林碳汇量达到最大;气温的最适宜级别为第 5 分级,范围分别是 $14.98\sim 15.43\text{ }^{\circ}\text{C}$;年平均日照的最适宜级别是 3 级,范围是 $2\,585.49\sim 2\,656.7\text{ h}$;降雨分级中,碳汇量均值最高值出现在第 4 级,范围是 $21\,608.66\sim 23\,142.35\text{ mm}$ 。

4 结论与建议

4.1 主要结论

在科学估算 2000—2020 年黄河流域 9 省区农林碳汇量的基础上分析其时空演变特征,并对于影响农林碳汇量的 10 个影响因素进行了分析,得出如下结论:

- 1)黄河流域 2000—2020 年大多数省份农林碳汇总量均有不同幅度的提升,各地区差异程度有所减小。但空间分布不均衡现象依然存在,总体上南到北在空间上表现出“高-低-高”的差异性特征,由东到西在空间上表现出“两边低,中间高”的差异性特征;9 省农林碳汇量均表现出不同程度的增势。
- 2)因子探测显示,降水、气温、坡度、坡向及年末人口总量是黄河流域农林碳汇的主导因子,坡向和城镇化率的解释力最弱。交互作用探测可知,驱动因子间交互作用对农林碳汇的解释力度明显增强,且以双因子增强型为主。这说明黄河流域农林碳汇是多种因子共同作用的结果。风险区探测表明,气温与第一产业占 GDP 比重与农林碳汇显著正相关,而第二产业占 GDP 比重和坡度与农林碳汇显著负相关,其余因子对农林碳汇水平发展均有其适宜的范围。研究结果为该区域农林碳汇进一步改善提供一定科学依据。

4.2 相关建议

1)制定激励政策鼓励农户提高农业碳汇。在对农业碳汇量进行科学评估的基础上,不断地建立和完善碳汇交易平台,并在政府的引导和监管下,按照市场规则来进行碳汇交易,从而实现其经济价值。基于这一点,根据作物的碳汇水平和不同的经济能力,制定出适合于农户的碳汇补贴政策,从而保证了碳汇收益的真正实现。另外,为了确保公平与效率,在制定基准补贴标准时,应根据各省份的碳汇发展情况,制定差别化补贴标准。此外加大对

农业碳汇技术的研发力度,通过对传统农业生产工艺进行创新改造,提高农业生产效率和农产品质量。并且通过提高农业低碳技术水平,优化能源结构,保护现有耕地,提高农业生产效率,优化耕作方式,调整农作物种植结构。发展循环农业,实现农业高碳汇水平的发展模式。

2)科学实施林业政策制度,因地制宜地发展森林碳汇。首先,要将森林质量精准提升工程、森林抚育工程、退化林修复工程以及森林灾害的防治工程作为重点,此外,要强化森林资源的监管,推动林业产业升级,强化林地使用权流转、抵押、担保等方面对于林地资产评估的研究,为制定更为科学的森林碳汇政策提供保证。其次,加强对森林资源总量的控制以及相关法规的管理。必须要考虑到当地的自然条件、周边环境以及经济发展水平等因素,并结合具体情况进行差别化的开发策略,在确保森林资源安全的基础上,稳步提高森林碳汇量。

参考文献

[1] 令狐大智,罗溪,朱帮助. 森林碳汇测算及固碳影响因素研究进展[J]. 广西大学学报(哲学社会科学版),2022,44(3):142-155.

[2] 李园园,薛彩霞,柴朝卿,等. 中国保护性耕作净碳汇的时

空分异特征及其驱动力[J]. 中国人口·资源与环境,2022,32(10):15-23.

[3] 郭永奇. 河南省农田生态系统碳源/碳汇及其碳足迹动态变化[J]. 东北农业科学,2021,46(6):87-92.

[4] 李源清,张晓东,胡娜,等. 基于统计数据郑州市全口径碳汇估算研究[J]. 计量学报,2022,43(2):281-286.

[5] 马欣雨,穆月英. 碳视角下的粮食生产环境技术效率评价:基于超效率 SBM-Undesirable 模型[J/OL]. 中国农业资源与区划:1-11[2023-06-09]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/11.3513.S.20230608.1511.030.html>.

[6] 邹佳敏,吴芝花,廖文梅,等. 我国森林碳汇与居民福祉耦合关系的时空演变研究[J]. 林业经济,2023,45(2):62-75.

[7] 尚杰,杨滨键. 种植业碳源、碳汇测算与净碳汇影响因素动态分析:山东例证[J]. 改革,2019(6):123-134.

[8] 王菲,曹永强,周姝含,等. 黄河流域生态功能区植被碳汇估算及其主要气象要素分析[J/OL]. 生态学报,2023(06):1-14[2023-05-18]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/11.2031.Q.20221103.0941.020.html>.

[9] 王兵,牛香,宋庆丰. 基于全口径碳汇监测的中国森林碳中和能力分析[J]. 环境保护,2021,49(16):30-34.

[10] 古佳玮. 森林碳汇与树种固碳能力研究进展[J]. 现代园艺,2023,46(1):26-29.

[11] 郭海红,盖凌云. 中国农业碳效应时空分异及驱动机理研究[J]. 宁夏社会科学,2021(5):74-84.

[12] 翁翎燕,李伟霄,张梅,等. 江苏省农田生态系统净碳汇时空演变特征[J]. 长江流域资源与环境,2022,31(7):1584-1594.

The Spatiotemporal Evolution Characteristics and Driving Factors of Agricultural and Forestry Carbon Sinks in the Yellow River Basin

LI Ke, SHI Weiliang

(School of Statistics,Xi'an University of Finance and Economics,Xi'an 710100,China)

Abstract: The relevant data from 2000 to 2020 are used to calculate the carbon sinks of agriculture and forests, the spatial and temporal variation characteristics of agricultural and forestry carbon sinks in the Yellow River Basin are studied, and the influencing factors are analyzed by using the geographic detector model. The results show that the carbon sink of agriculture and forestry in all provinces increased by different amplitudes, but the spatial distribution is still unbalanced. Precipitation, temperature, slope, aspect and population are the leading factors of agricultural and forestry carbon sinks in the Yellow River Basin. The explanatory strength of the interaction is enhanced, and the two-factor enhancement type is the main one. All factors are significantly different from agricultural and forestry carbon sinks, and the factor range of agricultural and forestry carbon sinks reaching the largest can be obtained.

Keywords: agricultural and forestry carbon sinks;geoprobes;space-time evolution