

经营规模对农户耕地碳生产率的影响

——基于常德市416份农户调查数据

文高辉, 王夏珂, 谢依林, 胡贤辉*

(湖南师范大学 地理科学学院, 湖南 长沙 410081)

摘要: 基于常德市416份农户调查数据, 采用Tobit模型分析经营规模对农户耕地碳生产率的影响。研究发现: 农户耕地碳生产率会随着经营规模的扩大呈“倒U形”变化, 拐点为3.929 hm², 小于耕地生产率最大化下的经营规模拐点值(4.128 hm²); I兼农户和II兼农户的经营规模与耕地碳生产率依然呈“倒U形”关系, 而非农户的经营规模与耕地碳生产率则呈显著的正相关关系; 农业收入占比和集镇距离对耕地碳生产率有显著正向影响, 耕地细碎化程度对耕地碳生产率有显著负向影响。据此, 在推进耕地适度规模经营时, 可将考虑碳排放和不考虑碳排放的最适经营规模作为下限值和上限值, 提高耕地碳生产率, 促进农业低碳绿色转型升级。

关键词: 经营规模; 耕地利用; 碳排放; 碳生产率; 农户

中图分类号: F301.2

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2023)04-0016-07

The impact of operation scale on the carbon productivity of farmers' cultivated land: Based on the survey data of 416 farmers in Changde City

WEN Gaohui, WANG Xiayu, XIE Yilin, HU Xianhui*

(School of Geographical Sciences, Hunan Normal University, Changsha 410081, China)

Abstract: Based on the survey data of 416 farmers in Changde City, the impact of operation scale on the carbon productivity of farmers' cultivated land has been analyzed by using Tobit model. The study shows that with the expansion of the operation scale, the carbon productivity of farmers' cultivated land changes in an “inverted U-shape curve”, with an inflection point of 3.929 hm², which is less than the inflection point of 4.128 hm² for the operation scale with maximization of cultivated land productivity. The relationship between operation scale and carbon productivity of cultivated land for Type I and Type II farmers remains an “inverted U-shape curve” while that for non-farmers is significantly positive. The proportion of agricultural income and the distance between the market towns have a significantly positive effect on the carbon productivity of farmers' cultivated land while the degree of cultivated land fragmentation has a significantly negative effect. Therefore, for boosting the appropriate scale management of cultivated land, the optimal operating scale with and without carbon emissions can be taken as the lower and upper limits respectively, so as to improve carbon productivity of cultivated land and promote transformation and upgrading of low-carbon green agriculture.

Keywords: operation scale; cultivated land use; carbon emission; carbon productivity; farmer

收稿日期: 2023-05-03

基金项目: 国家自然科学基金项目(41801190); 湖南省哲学社会科学基金项目(18YBQ097); 湖南省教育厅重点项目(22A0066); 湖南省自然资源科研项目(2022-33)

作者简介: 文高辉(1990—), 男, 江西萍乡人, 副教授, 硕士生导师, 主要研究方向为土地经济与管理。*为通信作者。

一、问题的提出

除工业生产外, 农业生产对全球气候变化也产生了较大的影响, 成为碳排放的第二大部门^①。耕地利用过程中, 化肥、农药的施用和农机燃料的燃烧等农业生产行为会直接或间接地排放大量温室气体, 加剧气候变暖^①。据测算, 农业生产的碳排

放量占全国碳排放总量的 17%^[2]，且从 2000 年至 2019 年以平均每年 1.58% 的速度增加^[3]。作为农业生产大国，中国农业碳减排任务艰巨。《“十四五”全国农业绿色发展规划》《“十四五”推进农业农村现代化规划》《“十四五”污染减排综合工作方案》等政策文件都强调了农业碳减排工作的必要性和重要性。

学界对耕地利用的碳排放已进行了较为丰富的研究，主要包括耕地利用碳排放的测算、时空特征和影响因素等^[4-8]。减少耕地利用的碳排放有可能带来农业减产等风险，因此有学者进一步关注如何在保证农业产量的前提下减少耕地利用的碳排放，即耕地碳生产率的研究^[9-11]。碳生产率是将碳排放视作与劳动、资本一样的投入要素，可用来衡量经济体产生的单位碳排放所带来的相应产出^[10]。基于耕地碳生产率的测算结果，分析其影响因素，是平衡农业产量和碳减排、发展低碳可持续农业的前提。已有研究发现农村经济技术水平、产业结构、财政支农力度、教育水平和农业受灾程度等因素对耕地碳生产率有显著影响^[9,10,12]。经营规模作为重要的农业生产特征，对耕地生产率有显著影响。且不同国家或地区由于不同的发展阶段、社会制度环境、土地本身特性等，经营规模与耕地生产率的关系也存在较大差异^[13-15]。已有研究表明经营规模对农业碳排放有显著影响^[7,8]。因此，可以推断出经营规模对耕地碳生产率是有影响的，但二者间的关系如何？目前仅有少数学者进行了探讨，且并未将经营规模作为核心变量。如蒋年位^[16]基于中国 2000—2012 年省级面板数据，发现人均耕地规模对中国农业碳生产率有显著的正向影响；伍国勇等^[12]基于中国 2001—2017 年省级面板数据，发现家庭经营规模会降低种植业碳生产率。鲜有研究基于农户微观视角来探讨经营规模与耕地碳生产率的关系。基于此，本文拟先从理论上分析经营规模对农户耕地碳生产率的影响，然后利用农户微观调查数据进行实证检验，以期为推进耕地适度规模经营和提高农户耕地碳生产率、发展低碳农业提供参考依据。

二、理论分析与研究假说

耕地生产率为单位面积耕地的农产品产量，简称单产。参考耕地生产率的概念^[13]，耕地碳生产率

可理解为耕地利用活动中单位碳排放的农产品产量。根据诱致性技术变迁理论，理性小农会受到要素相对价格变化而选择廉价的相对丰裕的要素来替代昂贵的相对稀缺的要素以实现既定生产条件下的效益最大化，从而诱致农业技术的变革，形成土地节约型的生物化学技术和劳动节约型的机械技术^[17,18]。耕地作为农业生产最基本、最稀缺的要素，农户会以其拥有的耕地资源为基准对农业生产要素进行配置。对农户而言，扩大经营规模的原因在于现有资源约束条件下经营规模扩大所带来的规模经济，主要源于生产要素的不可分性和分工专业化而导致单位生产成本的下降。耕地利用过程中，化肥、农药、机械等各农业生产要素的投入结构和投入量直接影响耕地生产力水平，同时各类农业生产要素产生的碳排放也成为重要的碳排放源。经营规模的变化会诱致各类农业生产要素的变化，从而导致农产品产量和耕地利用碳排放量的变化，进而影响耕地碳生产率。一般而言，化肥、农药属于化学易耗品，虽然可以提高农产品产量，但化肥农药的长期过量施用会造成土壤肥力下降、耕地地面源污染加剧等问题，影响农产品的产量和质量，还会导致碳排放量增加。化肥、农药产生的碳排放量约占耕地利用碳排放总量的一半^[19]，减少化肥、农药的使用可以有效降低耕地利用的碳排放量。而经营规模的扩大有利于生产的机械化和采用先进的施肥、施药技术，有利于提高化肥、农药的利用率，从而减少耕地利用的碳排放量^[20]。随着经营规模的扩大，劳动力需求增加，农户更倾向于选择劳动节约型的机械进行农业生产，虽然由人力转为机械会增加耕地利用的碳排放量，但机械化带来的减碳效应可以抵消农业机械使用直接产生的碳排放量^[21]。总之，随着经营规模的扩大农户可能会加大技术投入，而技术投入特别是环境友好型技术投入，可以有效提高能源和资源利用率，促进农业生产要素的合理配置，进而在提高农产品产量的同时抑制耕地利用碳排放量的增加，提升耕地碳生产率^[7]。此外，经营规模扩大产生的规模经济可以提高农户对耕地生产的效益预期，相比于小农户，大农户更愿意增加其在耕地生产中的时间和精力，考虑耕地的长效收益，了解并采用绿色、低碳、保护性的耕作技术，以实现农业产出最大化以及耕地利用碳排放最

小化^[7], 促进耕地碳生产率提高。但根据边际报酬递减规律, 经营规模带来的规模效益达到一定标准反而会下降。化肥、农药、机械等生产要素的使用也存在经营规模门槛。当农户经营规模达到一定标准时, 农户农业生产会受到劳动力的刚性约束, 为了追求产量目标、降低生产成本以及考虑劳动力工资不断上涨的基本趋势, 此时农户可能会采取增加化肥、农药、机械等生产要素替代劳动力进行农业生产, 以提高劳动生产率^[22]。化肥、农药、机械等生产要素的过量使用, 会增加资源消耗, 导致耕地利用的碳排放大量增加, 同时也会影响农业生产^[23]。化肥的过量施用会导致土壤养分比例失调、耕地基础肥力下降, 直接影响耕地综合生产能力提高; 机械特别是大型机械的使用虽然可以提高农业生产率, 但是农户在大范围使用机械生产时, 容易忽视部分耕地细碎化地区或者耕地不规整地区, 造成耕地资源的浪费, 并且机械作业过程中也会使部分土壤被压实, 使得土壤的理化性质和抗风险能力受到不良影响, 进而对农业生产产生负向影响^[24]。因此, 当农户经营规模超过一定标准时, 随着经营规模的扩大, 反而会导致单位面积耕地利用的碳排放量增加和农产品产量的下降, 从而导致耕地碳生产率的下降。

综上所述, 提出研究假说 H₁: 经营规模与农户耕地碳生产率呈“倒 U 形”关系。

三、变量与模型选择

(一) 数据来源

常德市是长江中游城市群和环洞庭湖生态经济圈的重要节点城市, 农业生产条件优越, 是重要的粮食生产区。2021年, 常德市农业人口达 224.22 万人, 占全市总人口的 42.80%; 耕地面积 47.21 万 hm², 占全市土地总面积的 14.57%。粮食单产 6.52 t/hm², 农业总产值达 373.99 亿元, 占湖南省农业总产值的 44.25%, 农业经济发展处于较高水平。粮食产量持续稳产增产伴随着化肥农药的高额投入、农业机械的广泛使用等等。2021年, 常德市单位耕地面积化肥使用量为 671.65 kg/hm², 单位耕地面积农药使用量为 15.289 kg/hm², 单位耕地面积的农业机械总动力为 1.427 kW/hm²^②, 产生了大量的碳排放。

研究数据来源于 2020 年 11 月份常德市的农户

问卷调查。调查包括了常德市鼎城区、安乡县、汉寿县、临澧县和桃源县等 5 个县(区), 采取分层随机抽样的方式, 根据乡镇距县城的远近及行政村距中心集镇的远近, 每个县(区)选取 2 个镇 4 个行政村进行农户调查。调查采取调查员与农户面对面访谈的形式进行, 调查对象均为常年从事农业生产的农户, 共收集问卷 623 份, 剔除部分无效问卷后, 获得有效问卷 600 份, 问卷有效率为 96.30%。鉴于 2020 年常德市大部分地区经历了长期的雨水天气, 早稻受到极端天气的影响, 因此, 本研究仅将种植了单季稻的农户作为研究对象, 以保证研究结果的合理性和可靠性。剔除个别极端异常数据问卷后, 最后得到 416 份农户调查问卷数据作为研究样本。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

被解释变量为农户耕地碳生产率。本文采用“耕地利用单位碳排放量的水稻产量”来表征农户耕地碳生产率, 单位为 kg/kg, 反映水稻产量与耕地利用碳排放量之间的关系。耕地利用碳源^[4-8]主要包括化肥、农药、翻耕、灌溉、机械和种子 6 个方面, 耕地利用碳排放量计算公式为:

$$CE = \sum CE_i = \sum Q_i Y_i$$

式中, CE 为耕地利用碳排放总量; CE_i 为各类碳源的碳排放量; Q_i 为各类碳源的量^③; Y_i 为各类碳源的碳排放系数, 参考美国橡树岭国家实验室、联合国政府间气候变化专门委员会(IPCC)和相关文献^[25-28]的数据。

2. 核心解释变量

核心解释变量为农户经营规模, 用样本农户 2020 年单季稻播种面积来表征。统计结果表明, 样本农户的经营规模均值为 0.580 hm², 最大值为 8 hm², 最小值为 0.053 hm²。经营规模小于 0.333 hm² 的农户有 250 户, 占比 60.10%; 经营规模为 0.333hm²~1.333hm² 的农户有 145 户, 占比 34.85%; 经营规模大于 1.333hm² 有 21 户, 占比 5.05%, 这说明小农户依然是农业生产的主力军。

3. 控制变量

为了更好地检验经营规模对农户耕地碳生产率的影响, 参考相关研究成果^[14,29,30], 从农户个人特征、家庭特征、耕地禀赋特征和外部环境等方面

选取指标作为控制变量。农户个人特征方面，因户主多为农业生产中的家庭决策者，故选取户主的个体特征作为控制变量，包括户主的年龄、受教育程度；家庭特征方面，选取抚养比和农业收入占比表

征；耕地禀赋特征方面，选取耕地细碎化程度表征；外部环境方面，选取集镇距离表征。变量说明如表 1 所示。

表 1 变量定义及描述性统计结果

变量分类	变量名称	代码	变量定义	最小值	最大值	均值
被解释变量	耕地碳生产率	CP	单季稻产量/水稻生产过程中的碳排放量 (kg/kg)	0.650	15.700	3.813
核心解释变量	经营规模	sca	2020 年单季稻播种面积 (hm ²)	0.053	8.000	0.580
	户主年龄	age	户主的实际年龄 (岁)	35	86	61.716
	户主受教育程度	edu	户主的受教育程度：小学及以下=1；初中=2；高中或中专=3；大专及以上=4	1	4	1.517
控制变量	抚养比	dep	家庭非劳动力数量/家庭劳动力数量	0	3.000	0.375
	农业收入占比	Agr_inc	农业纯收入/家庭总纯收入	0.006	0.904	0.140
	耕地细碎化程度	fra	地块数量/单季稻播种面积 (块/hm ²)	0.450	37.500	7.738
	集镇距离	mar	农户住址与中心镇/集镇的距离 (km)	1.800	14.000	7.050

(三) 模型选取

由于农户耕地碳生产率属于数据在左侧被截断的受限因变量，对于这一分布类型的数据，若使用传统 OLS 进行估计，易造成模型结果产生较大偏差，应优先考虑选择适合处理受限因变量的 Tobit 模型对其进行分析。因此，本文选择 Tobit 模型分析农户耕地碳生产率的影响因素。具体表达式为：

$$Y_i = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i x_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$Y_i \begin{cases} 0, Y_i \leq 0 \\ Y_i, Y_i > 0 \end{cases} \quad (2)$$

式中：Y_i 为因变量；β₀ 为常数项；x_i 为自变量；β_i 为待估参数；ε_i 为服从正态分布的随机扰动项。

农户耕地碳生产率影响因素模型如下：

$$CP_i = \beta_0 + \beta_1 sca + \beta_2 age + \beta_3 edu + \beta_4 dep + \beta_5 agr_inc + \beta_6 fra + \beta_7 mar + \varepsilon_i \quad (3)$$

式中：CP_i 为第 i 个农户耕地碳生产率；β₁—β₇ 为各影响因素变量的待估参数；ε_i 同上。

四、实证结果及其分析

(一) 经营规模对农户耕地碳生产率的影响分析

运用 Stata15.1 软件分析经营规模对农户耕地碳生产率的影响，结果如表 2 所示。其中模型 M₁ 仅纳入核心解释变量（经营规模及其二次项），模型 M₂ 仅纳入控制变量，模型 M₃ 将核心解释变量和控制变量全部纳入。

表 2 经营规模对农户耕地碳生产率影响的回归结果

变量	M ₁		M ₂		M ₃	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
sca	1.339***	0.258			1.053***	0.273
sca ²	-0.166***	0.039			-0.134***	0.040
age			0.006	0.009	0.011	0.009
edu			0.141	0.106	0.126	0.105
dep			0.311	0.197	0.303	0.193
agr_inc			1.498***	0.393	0.906**	0.426
fra			-0.026*	0.013	-0.017	0.013
mar			0.051***	0.018	0.042**	0.180
常数项	2.482***	0.172	2.639***	0.736	2.037***	0.739

注：***、**、* 分别表示变量在 1%、5%、10% 的水平上显著（下同）；所有回归方程均不存在多重共线性问题。

由经营规模及其二次项的系数可知，经营规模与农户耕地碳生产率之间不是简单的线性关系，农户耕地碳生产率随着经营规模的扩大呈“倒 U 形”

变化，拐点为 3.929 hm²。这说明，一方面，经营规模的适当扩大有利于农户对各项农业生产资料进行合理配置，促进粮食产量的提高，并降低耕地利

用的碳排放量,进而提高耕地碳生产率;另一方面,当经营规模扩大到一定标准时,受家庭农业劳动力限制,农户可能会大量增施化肥、农药或者增加机械使用等以替代劳动力,超过一定经营规模下化肥、农药和机械使用量的门槛值,导致农产品边际产量下降和耕地利用碳排放量的大量增加,从而导致耕地碳生产率下降,研究假说 H_1 得到验证。

在控制变量中,农业收入占比、耕地细碎化程度、集镇距离等因素对农户耕地碳生产率有显著影响。其中,农业收入占比对农户耕地碳生产率有显著正向影响,说明农业收入占比越高的农户,其农业生产的积极性越高,更注重农业持续性收入和耕地可持续利用,倾向于采取保护耕地的低碳生产方式进行生产;耕地细碎化程度对农户耕地碳生产率有显著的负向影响,说明耕地细碎化程度高,会导致化肥、农药等生产资料的投入增加以及农业机械能源的消耗增加^[31],从而导致农户耕地碳生产率降低;集镇距离对农户耕地碳生产率有显著的正向影响,这可能是因为,农户住址与集镇距离越远,越不利于农药、化肥等生产资料的购置以及农业机械的使用,农户更倾向利用本身拥有的劳动力资源^[32],从而减少耕地利用的碳排放,提高农户耕地碳生产率。

(二) 耕地生产率对比分析

为了进一步分析比较经营规模对农户耕地碳生产率与耕地生产率的差异,此时不再考虑碳排放量,以耕地生产率(即单位播种面积的单季稻产量)为被解释变量、以经营规模为解释变量、以其他因素为控制变量进行分析。经营规模对耕地生产率影响的 Tobit 模型回归结果如表 3 所示。结果显示经

营规模与农户耕地生产率呈“倒 U 形”关系,但拐点为 4.128 hm²,略大于耕地碳生产率最大化下经营规模的拐点值(3.929 hm²)。这说明在考虑耕地利用碳排放的情况下,经营规模最适值略有下降。

表 3 经营规模对农户耕地生产率影响的回归结果

变量	M ₁	
	系数	标准误
<i>sca</i>	783.351***	274.485
<i>sca</i> ²	-94.394**	39.568
CON	已控制	
常数项	7598.834***	739.355

(三) 农户异质性分析

在城乡一体化的背景下,农户生计日益多样化,分化程度日益加深,不同类型农户因资源禀赋差异对耕地价值预期和依赖度不同,故而农户耕地投入行为也会不同。因此,有必要进一步探讨农户异质性下,经营规模对农户耕地碳生产率的影响。已有文献^[33,34]根据农户非农收入占家庭总收入的比重将农户分为 4 种类型:纯农户(非农收入占比 <10%)、I 兼农户(10% ≤ 非农收入占比 <50%)、II 兼农户(50% ≤ 非农收入占比 <90%)、非农户(非农收入占比 ≥ 90%)。根据此划分标准,样本农户中,纯农户(2 户)样本较少,代表性不高,与农户普遍兼业化的现实情况相符,因此将纯农户与 I 兼农户合并,最终纳入研究的农户类型包括 I 兼农户(34 户)、II 兼农户(200 户)和非农户(182 户),占比分别为 8.17%、48.08%、43.75%。

农户异质性下经营规模对耕地碳生产率的影响的回归结果如表 4 所示。

表 4 农户异质性分析

变量	I 兼农户		II 兼农户		非农户	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
<i>sca</i>	1.541*	0.812	1.747***	0.420	1.030*	0.605
<i>sca</i> ²	-0.178*	0.107	-0.238***	0.060		
CON	已控制		已控制		已控制	
常数项	0.165	5.229	2.188*	1.154	3.722***	0.918

注:由于非农户模型同时纳入经营规模和经营规模二次项的结果不显著,因此仅纳入经营规模。

回归结果显示, I 兼农户和 II 兼农户的经营规模与耕地碳生产率依然呈“倒 U 形”关系,这与上文的研究结果一致,其经营规模拐点分别为 4.328 hm²、3.670 hm²,两类农户的最适经营规模不一致, II 兼农户的最适经营规模小于 I 兼农户,这可能是

由于 II 兼农户的兼业化程度更高,相较于 I 兼农户,对耕地的依赖程度下降,农业生产更易受到“挤出效应”的影响,会把更多的时间精力投入于非农业活动,当经营规模扩大到一定程度后,更倾向于采取多施化肥、农药等简单粗暴的方式进行农业生

产,增加了耕地利用的碳排放量,降低了耕地碳生产率,使得其最适经营规模小于 I 兼农户。非农户的经营规模与耕地碳生产率则呈显著的正相关关系,这主要是因为非农户经营规模普遍偏小,样本农户中非农户的经营规模最大值为 1.2 hm^2 ,耕地细碎化程度普遍较高,且非农户主要从事非农业生产活动,对耕地的依赖程度更低,农业种植方面多采取粗放的生产方式,不投入或者投入较少的农业生产资料,耕地利用的碳排放量少,使得经营规模与耕地碳生产率呈正相关关系。

五、结论及其启示

上述研究结果表明:经营规模与农户耕地碳生产率总体上呈“倒 U 形”关系。随着经营规模的扩大,农户耕地碳生产率呈现先增加后减少的趋势,拐点为 3.929 hm^2 。经营规模与农户耕地生产率也呈“倒 U 形”关系,拐点为 4.128 hm^2 ,略大于耕地碳生产率最大化下经营规模的拐点值。经营规模对农户耕地碳生产率的影响存在农户异质性,主要表现为: I 兼农户和 II 兼农户的经营规模与耕地碳生产率呈“倒 U 形”关系,而非农户的经营规模与耕地碳生产率则呈显著的正相关关系。农业收入占比和集镇距离对农户耕地碳生产率有显著正向影响,耕地细碎化程度对农户耕地碳生产率有显著负向影响。

上述结论对于提升农户耕地生产率和促进绿色低碳农业发展具有如下启示:一是应推进适度规模经营,促进耕地集中连片。可将考虑碳排放的经营规模拐点值 3.929 hm^2 作为最适经营规模的下限值,将不考虑碳排放的经营规模拐点值 4.128 hm^2 作为最适经营规模的上限值。通过土地平整、耕地流转适度扩大农户经营规模,降低耕地细碎化程度,促进耕地集中连片,有效发挥耕地规模效益对农户耕地碳生产率的促进作用。二是应综合考虑农户异质性特征,促进耕地合理流转。鼓励主要从事农业生产的农户,采取土地归并、土地流转等各种途径适度扩大经营规模;鼓励非农户,特别不愿从事农业生产的农户,流转耕地,使得耕地得到有效利用。三是应提高农户收入水平,助力农业农村现代化发展。通过各种途径提高农户农业收入,以增加农户务农的动力和信心,从而更愿意合理配置农

业生产资料,减少耕地利用的碳排放量,提高耕地碳生产率。此外,还要发挥城镇化正向效应,推广有机肥的使用,培育新型农业经营主体,为实现农业农村现代化打下坚实的基础。

注释:

- ① 资料来源:《中华人民共和国气候变化第三次国家信息通报》, <https://www.mee.gov.cn/ywgz/xdqhbh/wsqtzkz/201907/P020190701762678052438.pdf>.
- ② 资料来源:2022 年湖南省统计年鉴。
- ③ 由于通过农户问卷调查获取水稻各生产环节柴油消耗量比较困难,而总体上来看,一个地区的单位播种面积柴油消耗量基本相同,因此,基于统计数据和常德市农作物以水稻种植为主的客观现实,参照大多数学者的处理思路^[35,36],本文农户单位面积单季稻柴油使用量用常德市各县(区)的单位面积农作物柴油使用量近似表示。

参考文献:

- [1] 丁宝根,杨树旺,赵玉,等. 中国耕地资源利用的碳排放时空特征及脱钩效应研究[J]. 中国土地科学, 2019, 33(12): 45-54.
- [2] 董红敏,李玉娥,陶秀萍,等. 中国农业源温室气体排放与减排技术对策[J]. 农业工程学报, 2008(10): 269-273.
- [3] 徐玥,王辉,韩秋凤,等. 我国耕地碳排放时空特征与影响因素[J]. 江苏农业科学, 2022, 50(16): 218-226.
- [4] 梁青青. 我国农业碳排放的空间差异实证研究——基于 1996—2015 年省际面板数据[J]. 农林经济管理学报, 2018, 17(2): 159-168.
- [5] KIM G W, LIM J Y, BHUIYAN M S I, et al. Investigating the arable land that is the main contributor to global warming between paddy and upland vegetable crops under excessive nitrogen fertilization[J]. Journal of Cleaner Production, 2022, 346: 131197.
- [6] MEHMOOD K, CHANG S, YU S, et al. Spatial and temporal distributions of air pollutant emissions from open crop straw and biomass burnings in China from 2002 to 2016[J]. Environmental Chemistry Letters, 2018, 16(1): 301-309.
- [7] 刘琼,肖海峰. 农地经营规模影响农业碳排放的逻辑何在?——要素投入的中介作用和文化素质的调节作用[J]. 农村经济, 2020(5): 10-17.
- [8] 周思宇,郗凤明,尹岩,等. 东北地区耕地利用碳排放核算及驱动因素[J]. 应用生态学报, 2021, 32(11): 3865-3871.
- [9] 张哲晰,穆月英. 产业集聚能提高农业碳生产率吗?[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(7): 57-65.
- [10] 李海鹏,王子瑜. 中国农业碳生产率变化的驱动因素与区域差异研究[J]. 生态经济, 2020, 36(5): 13-18.

- [11] XIONG C, WANG G, SU W, GAO Q. Selecting low-carbon technologies and measures for high agricultural carbon productivity in Taihu Lake Basin, China[J]. *Environ Sci Pollut Res Int*, 2021, 28(36): 49913-49920.
- [12] 伍国勇, 孙小钧, 于福波, 等. 中国种植业碳生产率空间关联格局及影响因素分析[J]. *中国人口·资源与环境*, 2020, 30(5): 46-57.
- [13] 梁流涛, 梅艳. 中国耕地生产率变化及影响因素分析——基于 Malmquist 指数视角的研究[J]. *干旱区资源与环境*, 2011, 25(8): 1-6.
- [14] 仇焕广, 刘乐, 李登旺, 等. 经营规模、地权稳定性与土地生产率——基于全国 4 省地块层面调查数据的实证分析[J]. *中国农村经济*, 2017(6): 30-43.
- [15] 康玺, 李雨桐. 农业经营规模与效益关系研究——基于文献的分析[J]. *财政科学*, 2021(10): 144-154, 160.
- [16] 蒋年位. 我国农业碳生产率测定及影响因素探究[D]. 杭州: 浙江工商大学, 2014.
- [17] 郑旭媛, 徐志刚. 资源禀赋约束、要素替代与诱致性技术变迁——以中国粮食生产的机械化为例[J]. *经济学(季刊)*, 2017, 16(1): 45-66.
- [18] 廖西元, 申红芳, 王志刚. 中国特色农业规模经营“三步走”战略——从“生产环节流转”到“经营权流转”再到“承包权流转”[J]. *农业经济问题*, 2011, 35(12): 15-22.
- [19] LIU D, ZHU X, WANG Y. China's agricultural green total factor productivity based on carbon emission: An analysis of evolution trend and influencing factors[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2020, 278(1): 123692.
- [20] 徐湘博, 李畅, 郭建兵, 等. 土地转入规模、土地经营规模与全生命周期作物种植碳排放——基于中国农村发展调查的证据[J]. *中国农村经济*, 2022(11): 40-58.
- [21] QIU T, CHOY S T B, LI Y, et al. Farmers' exit from land operation in rural China: Does the price of agricultural mechanization services matter?[J]. *China & World Economy*, 2021, 29(2): 99-122.
- [22] 马永喜, 孙亚丽. 碳减排约束下区域农业生产投入及其环境效应——基于价格内生局部均衡模型的模拟[J]. *湖南农业大学学报(社会科学版)*, 2021, 22(5): 15-23.
- [23] 赵宁, 张露, 李红莉. 规模经营的化肥减量机理与实证: 一个农地与服务规模经营的比较[J]. *世界农业*, 2022(10): 83-97.
- [24] 付娟, 马仁明, 贾燕锋, 等. 机械压实对农田土壤性质及土壤侵蚀的影响研究进展[J]. *农业工程学报*, 2022, 38(1): 27-36.
- [25] 陈中督. 农作措施对双季稻田固碳减排效应与农户低碳技术采纳行为研究[D]. 北京: 中国农业大学, 2017.
- [26] 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(1-3): 217-232.
- [27] IPCC. *Climate Change 2007: The Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*[M]. New York: Cambridge University Press, 2007.
- [28] DUBEY A, LAL R. Carbon footprint and sustainability of agricultural production systems in Punjab, India, and Ohio, USA[J]. *Journal of Crop Improvement*, 2009, 23(4): 332-350.
- [29] 罗小娟, 冯淑怡, 黄信灶. 信息传播主体对农户施肥行为的影响研究——基于长江中下游平原 690 户种粮大户的空间计量分析[J]. *中国人口·资源与环境*, 2019(4): 104-115.
- [30] 田红宇, 付玮琼. 农户务农劳动力质量与水稻生产技术效率——基于土地流转和农业社会化服务调节视角[J]. *商业研究*, 2021(2): 88-98.
- [31] 许玉光, 杨钢桥, 文高辉. 耕地细碎化对耕地利用效率的影响——基于不同经营规模农户的实证分析[J]. *农业现代化研究*, 2017, 38(4): 688-695.
- [32] 张标, 张领先, 傅泽田, 等. 农户农机需求及购买行为分析——基于 18 省的微观调查数据实证[J]. *中国农业大学学报*, 2017, 22(11): 208-223.
- [33] 俞振宁, 谭永忠, 吴次芳, 等. 基于兼业分化视角的农户耕地轮作休耕受偿意愿分析——以浙江省嘉善县为例[J]. *中国土地科学*, 2017, 31(9): 43-51.
- [34] 杨志海, 王雅鹏, 麦尔旦·吐尔孙. 农户耕地质量保护性投入行为及其影响因素分析——基于兼业分化视角[J]. *中国人口·资源与环境*, 2015, 25(12): 105-112.
- [35] 王珊珊, 张广胜. 非农就业对农户碳排放行为的影响研究——来自辽宁省辽中县的证据[J]. *资源科学*, 2013, 35(9): 1855-1862.
- [36] 王善高. 低碳视角下中国农业生产技术效率分析——基于产出距离函数的随机前沿方法[J]. *新疆农垦经济*, 2018(1): 75-83.

责任编辑: 李东辉