

农业生产性服务业发展与农业碳排放： 非线性关系及门槛效应*

章语嫣 杨建州

(福建农林大学 经济与管理学院, 福建 福州 350000)

摘要:【目的】实证分析农业生产性服务业发展对农业碳排放的影响效应。【方法】基于 2010-2022 年中国 31 个省(区、市)的面板数据,对各地区的农业碳排放量进行测算,利用双向固定效应模型、门槛模型、空间滞后模型(SLM)检验农业生产性服务业发展和农业碳排放之间的非线性关系与门槛效应。【结论】结果表明:农业生产性服务业发展与农业碳排放之间存在先上升后下降的非线性关系,表现为倒“U”型的趋势特征;农业生产性服务业发展对农业碳排放的影响存在基于农地经营规模的双重门槛效应,农业生产性服务业发展对农业碳排放的负向作用在农地经营规模跨过第一个门槛值后显著增强,农地经营规模跨过第二个门槛值后负向作用转变为正向;北方地区基于自然条件和农机化程度优势,其农业生产性服务业发展对农业碳排放的负向作用大于南方地区;农业生产性服务业发展对农业碳排放的影响存在负向空间溢出效应,邻近地区的农业生产性服务业发展水平提升能显著促进本地区农业碳排放的减少。据此,建议通过推动农业生产性服务业转型升级、提升农业生产性服务主体的专业性和规模化程度、实施差异化农业碳减排政策、建设农业生产性服务业信息平台等方式,促进高质量农业生产性服务的跨区域流动,形成区域协同碳减排的良好态势。

关键词: 农业生产性服务; 农业碳排放; 倒“U”型关系; 门槛效应

中图分类号 Q958.15; S154.5

文献标识码: A

文章编号: 1001-7488 () -0000-00

Development of agricultural producer services and agricultural carbon emission; Nonlinear relationship and threshold effect

Zhang Yuyan Yang Jianzhou

(School of economics and management, Fujian Agriculture and Forestry University, Fuzhou, Fujian 350000)

Abstract: 【Objective】 The objective was to empirically analyze the impact of the development of agricultural producer services on agricultural carbon emissions. 【Method】 Based on the panel data of 31 provinces (autonomous regions and municipalities) in China from 2010 to 2022, the agricultural carbon emissions in each region were calculated, and the nonlinear relationship and threshold effect between the development of agricultural producer services and agricultural carbon emissions were tested by using two-way fixed effect model, threshold model and spatial lag model (SLM). 【Conclusion】 The results show that there is a nonlinear relationship between the development of agricultural producer services and agricultural carbon emissions, which shows an inverted "U" trend. The impact of the development of agricultural producer services on agricultural carbon emissions has a double threshold effect based on the scale of agricultural land management. The negative effect of the development of agricultural producer services on agricultural carbon emissions is significantly enhanced after the scale of

基金项目: 国家自然科学基金项目“基于演化经济理论的森林生态—经济系统耦合机理及可持续经营模式研究”(71773016); 福建农林大学科技创新专项基金项目(社科类)“福建省林业碳汇项目农户参与行为研究”(CXZX2023034)。

*杨建州为通讯作者。

agricultural land management crosses the first threshold, and the negative effect becomes positive after the scale of agricultural land management crosses the second threshold. Based on the advantages of natural conditions and agricultural mechanization, the negative effect of the development of agricultural producer services on agricultural carbon emissions in northern China is greater than that in southern China. The development of agricultural producer services has a negative spatial spillover effect on agricultural carbon emissions, and the improvement of the development level of agricultural producer services in neighboring areas can significantly promote the reduction of agricultural carbon emissions in this region. Accordingly, it is suggested to promote the trans-regional flow of high-quality agricultural producer services by promoting the transformation and upgrading of agricultural producer services, enhancing the professionalism and scale of agricultural producer services, implementing differentiated agricultural carbon emission reduction policies, and building an information platform for agricultural producer services, so as to form a good trend of regional coordinated carbon emission reduction.

Key words: agricultural productive services; agricultural carbon emissions; inverted "u" relationship; threshold effect

1 引言

作为应对全球气候变化的积极参与者和倡导者,中国是《联合国气候变化框架公约》的首批缔约国,为《京都议定书》《巴黎协定》及其执行规定做出了重要贡献,并提出了在2030年实现碳达峰、2060年实现碳中和的“双碳”目标。农业碳排放占我国碳排放总量的17%^[1],农业作为较易受环境影响的行业,在生产实践中应更注重资源环境的保护^[2],提升绿色农业生产水平,加快推进农业生产向低碳转型。但由于农业生产能效低、农用化学品投入过剩、土地细碎化等因素的约束,农业碳排放仍未得到有效控制^[3],农业生产仍面临巨大的碳减排压力,追求高产带来的高能耗、高污染制约了中国低碳农业的高质量发展。农业可持续发展的关键是提高农业全要素生产率,而农业全要素生产率的提高取决于新的投入要素和技术如农业生产性服务的引进^[4]。农业生产服务作为农业生产的中间投入和支持活动,能够将先进知识和技术融入农业生产,减少化肥和农药等污染性投入的使用,降低农业生产成本,提高农产品附加值。发展农业生产性服务业不仅可以解决“谁来种地”和“如何种地”的问题^[5],而且可以有效促进农业产业结构的绿色转型升级。

近年来,农业经济学领域关于农业生产性服务与农业绿色生产关系的文献不断增加。一些学者从微观农户行为的角度研究农业生产性服务对农业绿色生产的影响,小农户融入农业绿色发展主要受制于其经营目标约束与要素禀赋局限,农业生产性服务能够通过迂回投资有效突破小农户绿色生产面临的瓶颈^[6]^[7],并且随着服务水平的提高,农业经营活动空间高效集聚,农业要素空间配置不断优化,呈现出农业生产方式的绿色化、规模化、资本化与技术化特征,从而实现农户层绿色农业技术效率的提高^[8]^[9]^[10]。也有学者从宏观层面研究农业生产性服务对农业绿色生产的影响路径,冀名峰^[11]、姜长云等^[12]认为农业生产性服务的发展有效提高了农机作业效率和服务质量,推进了耕地质量的改善和肥料、农药、水资源的有效利用,带来产量增加、质量提高和损失减少,有利于减轻农业资源环境压力、控制农业排放。罗明忠等^[13]认为农业生产性服务主要是促进规模经营,通过调整作物结构和技术进步来减少农业碳排放量。朱美荣等^[14]指出农地流转和小农经营规模对农业社会化服务抑制农业碳排放发挥部分中介效应。程永生等^[15]认为农业社会化服务既会导致投入要素变动、规模扩大和分工深化,增加农业期望产出,也会因规模扩张、监督缺位增加生态损耗、环境污染等负产出,对绿色全要素生产率的作用方向取决于相应产出的增加程度。农业生产性服务对农业绿色生产的影响在规模和地域上存在差异,刘浩等^[16]提出随着农地规模的扩张,采纳农业生产性服务的化肥减量效应将显著增强。万凌霄等^[17]指出农业生产性服务对经营规模较小的农户测土配方施肥技术采纳的带动效果更明显。颜华等^[18]衡量了各省的粮食绿色全要素生产率,得出农业生产性服务对粮食产销平衡区粮食绿色生产的促进作用要高于主产区和主销区。

上述文献肯定了农业生产性服务对农业绿色生产的积极作用,但已有文献主要分析农业生产性服务

业发展对农业碳排放的线性作用,两者间的非线性影响以及在不同农地经营规模下可能存在的门槛效应仍有待进一步讨论。基于此,本文以2010-2022年中国31个省、自治区、直辖市(不包括港澳台地区)的面板数据为基础,测算各地区的农业碳排放总量,探究农业生产性服务业发展与农业碳排放之间的非线性关系,采用门槛回归模型分析不同农地经营规模下农业生产性服务业发展对农业碳排放的门槛效应,借助空间计量模型分析农业生产性服务业发展对农业碳排放的空间溢出效应,以期丰富农业生产性服务和农业碳排放的理论研究成果,为有关部门制定农业碳减排战略提供参考。

2 理论分析与研究假说

基于环境库兹涅茨曲线(EKC)以及Grossman和Krueger关于经济增长通过规模效应、技术效应和结构效应影响环境质量的理论,农业生产性服务业发展对农业碳排放的影响主要表现在两个方面。一方面,如果农业生产性服务业的发展趋向于提高投入和产出的“规模效应”,则会促进农业碳排放量增加。由于劳动力成本高,雇工劳动质量难以监控,生产性服务组织为了获得规模效益和降低生产成本,都会力求生产作业机械化和作业耕地连片^[19],因此发展农业生产性服务业需要增加土地整治、农田水利和农机配套等农业基础设施建设以减少劳动和雇工投入、实现作业机械化。随着机械化程度的上升,农业劳动力投入成本下降,促进了农业经营者扩大生产规模和增加农业物质要素投入,从而加剧了农业环境的污染^[20]和农业碳排放。此外,我国农业机械作业大部分集中在机耕、播种和收获环节,涉及施肥和农药喷洒等环节较少,因此不能有效减少农药和化肥的使用,化肥和农药等污染物的高损失也难以通过农业机械化来缓解^[21],同样导致农业碳排放的增加。

另一方面,农业生产性服务业的发展若偏向于绿色技术应用与种植结构优化为主导的“技术效应”和“结构效应”,则会抑制农业碳排放。农户是农业碳排放的微观主体,但生产决策的固有路径依赖使得农户自主的生产过程普遍缺乏减排的内在动力^{[22][23]}。农业生产性服务业集聚了资本、技术和管理等现代农业要素,本身是高度市场化的社会化大生产,通过知识与技术的引入效应、替代效应与成本效应,能够促进节约型耕作、播种、施肥、施药、灌溉与旱作农业等低碳农业技术的研发和推广,改变农户在农业生产上的经验惯性方式,抑制其单一追求产量造成的过度施药施肥行为^{[24][25][26]},进而实现农业减碳生产。此外,与经济作物相比,粮食作物种植具有更加成熟的机械化技术和社会服务,具有明显的“配置优势”^[27],农业生产性服务的普及增加了农业经营者参与粮食生产的动力,从而促进了农地“趋粮化”的发展^[28]。相对于经济作物,粮食作物在化肥、农药等污染性要素上的投入较少^[29],因此随着粮食作物种植比例的增加,农业经营者使用的农用化学品总量将显著减少,有助于从源头上降低农业碳排放。

综上分析,农业生产性服务业发展与农业碳排放之间可能存在先促进后抑制的关系。规模效应恶化环境,而技术效应和结构效应改善环境。在农业生产性服务业发展起飞阶段,农资的使用大量增加,规模效应超过了技术效应和结构效应,农业碳排放增加;当农业生产性服务业发展到新阶段,生产技术与种植结构优化减少了资源高消耗,技术效应和结构效应胜出,农业碳排放得到抑制。基于此,提出如下研究假说:

H1: 农业生产性服务业发展与农业碳排放之间存在先上升后下降的非线性关系,表现为倒“U”型的趋势特征。

在购买服务或自服务两种方式来满足自身服务需求的选择中,农地经营规模起到了决定性作用^[30]。我国人多地少形成的小规模经营限制了农业机械和灌溉技术在有限土地上的作用,造成了效率的降低,难以形成规模经济,并且小规模经营的农户往往不以粮食生产为主,对生产性服务的需求并不大^{[31][32][33]},一定程度上限制了农业生产性服务对农业碳排放的影响。随着适度规模经营和土地流转的顺利进行,更多的懂技术善经营的新型农民更倾向于接受先进的生产要素及技术的投入,选择购买农业生产性服务替代直接投资,由此卷入社会化分工之中以满足自己的生产需要^[34]。和小农户相比,新型农业经营主体农地经营规模更大,拥有更好的社会网络资源和更高的人力资本水平,不仅更容易获得农业生产性服务

组织的服务，也更容易理解由这些组织带来的减量技术，并降低因信息不对称带来的逆向选择和道德风险问题^[35]。相比之前零碎化、粗放式经营方式，适度规模经营方式下的农业生产性服务能够更好地发挥其对农资配置效率及作业质量的提升作用^[36]，使得经济产出增加和非期望环境产出减少，尤其是化肥等污染性要素减量增效明显^[37]。基于此，提出如下研究假说：

H2：农业生产性服务业发展对农业碳排放的影响存在基于农地经营规模的门槛效应。

据此，构建农业生产性服务业发展对农业碳排放影响的作用机理，如图 1 所示。

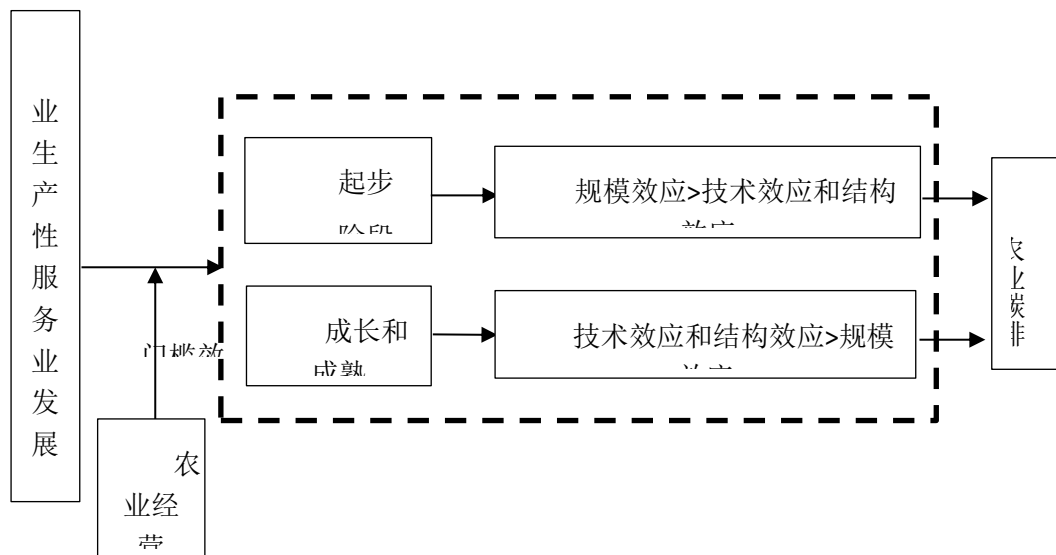


图 1 农业生产性服务业发展对农业碳排放影响的作用机理

Fig. 1 Mechanism of the Impact of Agricultural Producer Services on Agricultural Carbon Emissions

3 数据来源与研究方法

3.1 数据来源

本文选取 2010—2022 年中国 31 个省、自治区、直辖市（不包括港澳台地区）的面板数据作为研究样本。其中，农业碳排放量、农业生产性服务业发展水平的相关原始数据来自《中国农村统计年鉴》；农地经营规模的相关数据来自《中国统计年鉴》；控制变量所涉及的数据主要来自《中国农村统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》。针对个别数据存在缺失的情况，采用插值法补齐。

3.2 变量选取

3.2.1 被解释变量 本文的被解释变量为农业碳排放量（ACE），选取狭义农业（种植业）作为研究对象，结合李波等^[38]研究中提出的测算体系，使用农业生产过程中化肥、农药、农膜、柴油、翻耕及灌溉投入量及其碳排放系数进行计算，如式（1）所示：

$$E = \sum E_i = \sum T_i \delta_i \quad (1)$$

其中， E 为碳排放总量， E_i 为第 i 个碳源的碳排放量， T_i 为各碳源的投入量， δ_i 为各碳源的碳排放系数。碳排放系数确定如下：农药（4.9341kg/kg）、化肥（0.8956kg/kg）、柴油（0.5927kg/kg）、农膜（5.18kg/kg）、灌溉（266.48kg/hm²）、翻耕（312.6kg/hm²）。

3.2.2 核心解释变量 本文的核心解释变量为农业生产性服务业发展水平（APS），参考乔保荣等^[39]研究的做法，使用农业服务业产值，即农业总产值与农林牧渔业总产值的比值乘以农林牧渔服务业产值进行衡量。

3.2.3 控制变量 除了农业生产性服务业发展影响农业碳排放之外，还需要控制其他因素对农业碳排放的外生干扰。借鉴陈银娥等^[40]、陈宇斌等^[41]等研究中对相关变量的选取依据，选择如下控制变量：①农业机械化水平（Machine），用农业机械总动力与第一产业从业人员数的比值表示。②财政支农水平（Support），用农林水事务支出与地方财政支出的比值表示。③农业化学品投入强度（Chemical），用化肥用量与农作物播种面积的比值表示。④城镇化水平（Urban），用城镇人口与乡村人口的比值表示。⑤种植结构（Plant），用粮食播种面积与农作物播种面积的比值表示。

3.2.4 门槛变量 本文的门槛变量为农地经营规模（Scale），参考童伟伟等^[42]研究的做法，采用耕地面积与第一产业从业人员数的比值表征。相关变量的描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 变量描述性统计结果
Table 1 Descriptive Statistical Results of Variables

变量 variable	符号 symbol	单位 unit	均值 average	标准差 standard deviation	观测量 Observation al measurement
农业碳排放量 Agricultural carbon emissions	ACE	万吨 Ten thousand tons	491.92	343.40	403
农业生产性服务业发展水平 Development level of agricultural producer service industry	APS	亿元 hundred million yuan	87.88	90.18	403
农业机械化水平 Agricultural mechanization level	Machine	万千瓦/万人 Ten thousand kilowatts/ten thousand people	4.86	2.36	403
财政支农水平 Level of financial support for agriculture	Support	%	11.49	3.39	403
农业化学品投入强度 Input intensity of agricultural chemicals	Chemical	万吨/千公顷 Ten thousand tons/thousand hectares	0.04	0.01	403
城镇化水平 Urbanization level	Urban	—	1.84	1.65	403
种植结构 Planting structure	Plant	—	0.65	0.14	403
农地经营规模 Farmland management scale	Scale	千公顷/万人 Thousand hectares/ten thousand people	6.78	5.14	403

3.3 模型选择

3.3.1 基准回归模型 为识别农业生产性服务业发展对农业碳排放的影响，构建如下双向固定效应模型：

$$ACE_{it} = \beta_0 + \beta_1 APS_{it} + \beta_n X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

式（2）中： ACE_{it} 表示第*i*个省份第*t*年的农业碳排放量； APS_{it} 表示农业生产性服务业发展水平； X_{it} 表示控制变量； μ_i 表示个体固定效应， γ_t 分别表示时间固定效应， ε_{it} 为随机误差项； β_0 为常数项， β_1 和 β_n 为待估计参数。

3.3.2 门槛回归模型 为进一步检验农业生产性服务业发展影响农业碳排放的门槛特征，构建如下门槛模型：

$$ACE_{it} = \beta_0 + \beta_1 APS_{it} \times I_{it}(Scale_{it} \leq q) + \beta_2 APS_{it} \times I_{it}(Scale_{it} > q) + \beta_n X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \tag{3}$$

式（3）中： $I(\cdot)$ 为模型的指示函数， $Scale_{it}$ 为门槛变量农地经营规模， q 为门槛值，其余变量与系数设定与式（2）保持一致。

3.3.3 空间计量模型 为检验农业生产性服务业发展影响农业碳排放的空间效应，构建如下空间滞后模型（SLM）：

$$ACE_{it} = \rho WACE_{it} + \beta_1 WAPS_{it} + \beta_n WX_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$
 (4)

式（4）中： ρ 为空间自相关系数， W 为空间权重矩阵，其余变量与系数设定与式（2）保持一致。

4 结果与分析

4.1 农业碳排放量和农业生产性服务业发展水平分析

根据前文的测算方法，计算出 2010-2022 年各省份农业碳排放量与农业生产性服务业发展水平如表 2 所示。限于篇幅，在此仅列举 2010 年和 2022 年的结果。

表 2 中国 31 个省份农业碳排放量和农业生产性服务业发展水平
Table 2 Agricultural carbon emissions and development level of agricultural producer services in 31 provinces of China

省份 province	ACE		APS		变动率I (%)	变动率II (%)
	2010 年	2022 年	2010 年	2022 年	Change rate I	Change rate II
	In 2010	In 2022	In 2010	In 2022		
北京 Beijing	39.08	19.01	2.77	2.81	-51.35	1.21
天津 Tianjin	64.55	41.32	4.77	9.61	-35.99	101.30
河北 Hebei	963.00	761.70	115.67	332.23	-20.90	187.22
山西 Shanxi	300.84	297.28	36.33	72.12	-1.18	98.53
内蒙古 Inner Mongolia	540.37	708.72	13.82	47.68	31.15	244.98
辽宁 Liaoning	435.62	411.69	44.82	80.30	-5.49	79.18
吉林 Jilin	457.44	527.00	27.27	43.01	15.21	57.74
黑龙江 Heilongjiang	823.86	992.93	28.07	125.21	20.52	346.04
上海 Shanghai	51.69	27.59	4.71	10.04	-46.63	113.38
江苏 Jiangsu	799.63	723.04	116.72	381.61	-9.58	226.94
浙江 Zhejiang	373.29	309.66	19.94	62.54	-17.05	213.71
安徽 Anhui	802.92	784.75	60.62	184.70	-2.26	204.70
福建 Fujian	312.77	246.52	36.70	75.08	-21.18	104.57
江西 Jiangxi	434.11	404.12	30.70	110.13	-6.91	258.78
山东 Shandong	1255.19	1058.75	150.37	493.06	-15.65	227.90
河南 Henan	1369.26	1317.22	124.12	554.86	-3.80	347.06
湖北 Hubei	764.22	680.57	72.05	338.85	-10.95	370.30
湖南 Hunan	660.60	645.34	92.23	304.22	-2.31	229.86
广东 Guangdong	521.80	482.61	60.80	221.12	-7.51	263.68
广西 Guangxi	521.75	543.86	44.36	187.46	4.24	322.61
海南 Hainan	118.20	99.86	9.86	59.61	-15.51	504.53
重庆 Chongqing	244.48	247.80	8.30	44.34	1.36	434.13
四川 Sichuan	701.22	689.17	32.75	150.28	-1.72	358.87
贵州 Guizhou	289.70	296.47	30.31	157.97	2.34	421.13
云南 Yunnan	514.75	537.11	32.67	110.22	4.34	237.41
西藏 Xizang	20.86	22.88	1.42	3.08	9.67	117.44
陕西 Shanxi	408.24	420.04	53.43	175.31	2.89	228.10
甘肃 Gansu	338.58	358.85	70.17	117.18	5.99	67.00
青海 Qinghai	37.89	36.42	1.78	3.45	-3.89	93.43
宁夏 Ningxia	105.91	109.30	7.59	17.56	3.20	131.37
新疆 Xinjiang	532.32	801.44	34.01	222.54	50.56	554.35

注：变动率I为 2022 年农业碳排放量与 2010 年相比的增减变化，变动率II为 2022 年农业生产性服务业发展水平与 2010 年相比的增减变化

由表 2 可知，2022 年农业碳排放量排名最高的前三个省份是河南、山东和黑龙江，这可能是因为这些省份拥有较大的小麦种植面积，田间生产过程会导致较多的甲烷排放；北京、上海等省份的农业碳排放总量排名相对较低，这主要是因为经济发展较高，其经济主要以服务业和高科技产业为主，且这些地

区的土地面积相对较小,作物种植面积较少,农业在整体经济中所占比重很小,因此农业碳排放水平也较低;西藏、青海农业碳排放量相对较低,这主要是由于其地形复杂,不适宜作物种植。就各省份的农业碳排放量变动率来看,2022年31个省份中有19个省份的农业碳排放总量较2010年有所下降。可能的解释是,随着低碳经济的不断发展以及《“十三五”节能减排综合方案》等政策的相继出台,各省份积极采取有效措施控制农业温室气体排放,并通过调整化肥利用结构、改进灌溉技术等方式提高农业投入产出比,推动农业生产向绿色低碳转型,农业碳排放得到了有效抑制。

2022年河南农业生产性服务业发展水平最高,高达554.86亿元;而北京位于最后一位,仅为2.81亿元。相比2010年,所有省份均处于增长态势且以新疆增幅最大,高达554.35%;而北京提升幅度最小,仅为1.21%。其中,农业生产性服务业增长率高于300%的省份有9个,介于100%-300%之间的省份有16个,余下6省份则低于100%。由此可见,2010-2022年农业生产性服务业得到了快速发展,但省际发展速度存在较大差距。可能的解释是,新型农业经营主体加速发展和小农户对现代农业需求不断上升的背景下,技术进步和产业融合促进了农业生产性服务业的覆盖面快速拓展,新的产业与组织模式不断涌现,成为农村产业发展的亮点,呈现出符合新时代、新要求的发展趋势。加之2015年国务院办公厅出台的《关于推进农村一二三产业融合发展的指导意见》明确提出“发展农业生产性服务业,鼓励开展代耕代种代收、大田托管、统防统治、烘干储藏等市场化和专业化服务”;2017年农业农村部、国家发展改革委、财政部联合印发《关于加快发展农业生产性服务业的指导意见》等,使得各省份有序推进各自农业生产性服务业建设,虽然发展水平与速度不尽相同,但均表现出了积极向上的态势。

4.2 基准回归分析

本文进行了F检验和Hausman检验,根据检验结果最终选择固定效应模型进行回归,相关结果如表3所示,同时为了保证结果的稳健性,也对随机效应模型的回归结果进行了报告。观察回归结果可知,在加入控制变量之后,农业生产性服务业发展对农业碳排放的非线性影响始终稳健。其中一次项系数为正,二次项系数为负,初步确定农业生产性服务业发展与农业碳排放之间存在倒“U”型关系,利用U-test检验进一步计算其拐点。如表4所示,拐点值为114.787,在农业生产性服务业发展水平的数据范围内,在1%的显著性水平上拒绝原假设,其中Slope区间先为正值后为负值,表明农业生产性服务业发展与农业碳排放之间的确存在显著的倒“U”型关系,H1得以验证。到达拐点之前,农业生产性服务业的发展将增加农业碳排放量,表现为农业生产性服务业发展水平每提高1%,农业碳排放量将增长0.198%;但当农业生产性服务业发展水平达到拐点时,其增长实际上会减少农业碳排放量,表现为农业生产性服务业发展水平每提高1%,农业碳排放量就会减少0.001%。分析其原因,农业生产性服务本质是以现代作业方式对小农户传统作业方式的替代,是一个农业现代化过程^[43]。农业生产性服务业发展在拐点前处于较低水平时,多数农业服务主体散弱小,服务层次较低、内容单一问题较突出,农资由分散采购改为集中采购后,价格下降,可能促使农户增加化肥等污染性投入品的使用,导致碳排放量持续走高;农业生产性服务业发展到达一定程度后,生产性服务将新技术引入农业的重要作用逐渐凸显^[44],生产性服务组织实际成为农户在施药施肥等农业生产环节中重要的技术指导者^[45],在控制农业用水总量,减少化肥、农药使用量,实现畜禽粪便、农膜、秸秆资源化利用等方面表现出优势,此时农业生产性服务有助于嵌入绿色生产技术与生产资料,优化生产要素投入结构,以降低农业碳排放。

由表3列(2)可知,控制变量中,农业机械化水平、财政支农水平和种植结构均通过了1%的显著性检验。其中,农业机械化水平和财政支农水平为正向影响,每变动1%,农业碳排放分别提升10.754%和8.868%;种植结构为负向影响,每变动1%,农业碳排放下降133.081%。究其原因,农业机械化生产不仅需要大量耕地,还需要更多的资本投入,如农业机械设备维护等,一定程度上会增加农业生产成本,当前中国仍以小农户为主,机械化大规模生产整体受到一定限制,在此情况下,农业机械化水平的小范围提高意味着需要付出更多的人力维护和燃料消耗,如此将会增加农业碳排放。我国的财政支农资

金配置结构不够合理，大部分用于支持乡村扶贫和农村经济，对于农业的支持更倾向于补贴化肥、农药、农机等农业资源。不利于农业碳排放的减少。粮食作物相较于经济作物对污染性要素投入量的需求更低，因此扩大粮食作物种植比重将有助于降低农业碳排放。

表 3 基准回归结果
Table 3 Benchmark Regression Results

变量 variable	FE		RE
	(1)	(2)	(3)
APS	0.278** (2.43)	0.198** (1.97)	0.282*** (2.73)
APS ²	-0.001*** (-5.63)	-0.001*** (-5.11)	-0.001*** (-5.66)
Machine		10.754*** (6.73)	8.709*** (5.10)
Support		8.868*** (7.63)	7.158*** (5.76)
Chemical		316.109 (0.75)	1334.633*** (3.13)
Urban		2.121 (0.24)	-39.082*** (-5.63)
Plant		-133.081*** (-3.46)	-54.236 (-1.27)
_cons	484.654*** (65.21)	405.622*** (9.66)	418.782*** (7.87)
个体、时间固定 Individual, fixed time	yes	yes	yes
N	403	403	403
R ²	0.994	0.996	0.146

注：FE、RE 分别表示固定效应模型和随机效应模型。*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，括号内为 t 值或 z 值，下同

表 4 倒“U”型关系检验结果
Table 4 Test results of inverted "U" relationship

变量 variable	Lower bound	Upper bound
Interval	1.297	554.864
Slope	0.195	-0.758
t-value	1.955	-7.464
P> t	0.025	0.000

为确保回归结果的可靠性，采取系列措施进行稳健性检验。第一，替换关键变量。初始回归中计算了狭义农业（种植业）的服务业产值衡量农业生产性服务业发展水平，此处扩大研究范围，选取广义农业的服务业产值，即农林牧渔服务业产值（亿元）作为核心解释变量的替代变量。第二，1%缩尾处理。对样本数据进行 1%的双侧缩尾处理，通过降低可能存在的极端值干扰，增强实证结果的稳健性。第三，改变样本期。删除 2011 年和 2021 年的样本数据以缩短时间减少数据量，重新进行回归分析。三种检验方法的回归结果如表 5 所示，农业生产性服务业发展水平一次项和二次项估计系数的大小和方向与基准回归结果几乎一致且仍然显著，表明农业生产性服务业发展与农业碳排放间存在倒“U”型关系。

表 5 稳健性估计结果
Table 5 Robustness estimation results

变量 variable	(1)	(2)	(3)
	替换关键变量 Replace key variables	1%缩尾处理 1% tail reduction treatment	改变样本期 Change the sample period
APS	0.106* (1.92)	0.455*** (4.00)	0.196* (1.77)
APS ²	-0.0003*** (-5.76)	-0.002*** (-6.89)	-0.001*** (-4.60)
控制变量 Control variable	yes	yes	yes
个体、时间固定 Individual, fixed time	yes	yes	yes

N	403	403	341
R ²	0.996	0.996	0.996

4.3 进一步分析

4.3.1 门槛效应 考虑到农业生产性服务业发展对农业碳排放的影响可能因农地经营规模不同而具有门槛特征，选择面板门槛模型进行检验。首先验证门槛存在性，运用 Bootstrap 方法重复自举抽样 300 次验证门槛值的统计显著性，结果如表 6 所示，农地经营规模在 1%水平上显著通过了单一门槛检验，在 5%水平上显著通过了双重门槛检验，而三重门槛结果不显著。

表 6 门槛效应检验

Table 6 Threshold Effect Test						
门槛变量	门槛性质	F 值	P 值	10%临界值	5%临界值	1%临界值
Threshold variable	Threshold property	F value	P value	10% critical value	5% critical value	1% critical value
Scale	单一门槛	218.61*	0.0000	39.6041	51.4310	76.0467
	Single threshold	**				
	双重门槛	64.54**	0.0000	27.7069	34.2564	42.2211
	Double threshold	*				
	三重门槛	17.83	0.9267	56.8065	63.9434	88.4413
	Triple threshold					

在此基础上设定双门槛回归模型，进一步得到估计门槛值 q 以及考察变量 APS 的系数，表 7 是门槛回归结果。当农地经营规模小于等于 7.027 时，农业生产性服务业发展对农业碳排放具有负向作用，其回归系数为-0.301；当农地经营规模大于 7.027 且小于等于 10.960 时，农业生产性服务业发展对农业碳排放仍然具有负向作用，其回归系数为-0.570；可见，当农地经营规模超过第一个门槛值时，农业生产性服务业发展对农业碳排放的负向非线性作用更加显著。当农地经营规模大于 10.960 时，农业生产性服务业发展对农业碳排放的影响在 1%的水平上显著为正，即农业生产性服务反而助长了农业碳排放。可能的解释是，农户依据客观禀赋和主观偏好在规模区间内理性选择自主生产抑或委托服务生产，遵循家庭生产方式与农地规模的匹配原则，中等规模农户倾向于选择外购服务型委托生产，而大规模农户可能更倾向于选择自购农机型自主生产^[46]。伴随着农地规模的扩张，农业生产方式呈现从劳动自主生产到委托服务生产再到农机自主生产的发展过程，委托服务生产在家庭生产中的布局结构呈现先递增后递减的倒“U”型趋势^{[47][48]}。当农户农地经营规模达到足够的水平时，购买农业生产性服务的成本优势下降也促使农民直接投资，且根据诱致性技术变迁理论，农户农地经营规模扩大会有更多的劳动力需求，劳动力相对稀缺程度上升导致农业直接投资的成本变化，将会促使农户对农业生产投资^[49]。此时，农业生产方式“自主化”和“服务化”的切换过程可能使农业碳减排效果也呈现递增后递减的倒“U”型趋势^[50]。为了继续增加农业产值，劳动力与化肥等投入要素可能会表现出不合理的配比关系，存在劳动力投入过少而化肥、农药以及农机等投入过多的情况，这种不合理的要素投入比例可能会助长农业碳排放^[51]。同时，农业生产性服务业专业化集聚引起细分产业间通过相互模仿进行学习，导致同质化现象日益严重^[52]，不利于生产技术的提高，也可能致使环境产出增加，农业碳排放上升。综上，假说 2 得到验证。

表 7 门槛回归结果

Table 7 Threshold Regression Results	
变量 variable	(1)
APS(Scale $\leq$ 7.027)	-0.301***
APS(7.027<Scale $\leq$ 10.960)	-0.570***
APS(Scale>10.960)	1.206***
控制变量 Control variable	yes
个体、时间固定 Individual, fixed time	yes
N	403
R ²	0.759

4.3.2 区域异质性分析 为进一步了解在地区经济发展和资源禀赋存在差异的情况下，农业生产性服务业发展对农业碳排放的影响是否呈现异质性，本文以秦岭-淮河线为界，将 31 个省（区、市）划分为南、北两大地区进行分组回归。结果如表 8 所示，南北地区农业生产性服务对农业碳排放的影响均在 1%水平上显著为负，且北方地区影响效应明显强于南方地区。产生这一结果可能的原因在于，我国南方耕地大多是丘陵地形，机械化耕作难度大，农业生产性服务需求规模相对不足，限制了农业生产性服务碳减排效应的发挥；而北方地区的农机化程度总体上高于南方地区，农机资源集聚使得地区“趋粮化”效应更加明显，因此农业生产性服务对邻近地区农业碳排放的抑制作用也更大^[53]。

表 8 农业生产性服务影响农业碳排放的异质性检验
Table 8 Heterogeneity Test of Agricultural Productive Services Affecting Agricultural Carbon Emissions

	(1)	(2)
变量 variable	南方地区 Southern region	北方地区 Northern region
APS	n -0.137*** (-3.53)	-0.290*** (-4.49)
控制变量 Control variable	yes	yes
个体、时间固定 Individual, fixed time	yes	yes
N	221	182
R ²	0.998	0.995
APS 系数组间差异检验 P 值 P value of difference test between APS coefficient groups	0.096*	

注：异质性分析的系数组间差异检验的 P 值采用费舍尔组合检验（抽样 1000 次）计算得到

4.3.3 空间溢出效应分析 （1）农业碳排放与农业生产性服务业发展全局空间自相关检验。在讨论变量的空间影响关系之前，需要判断它们是否具有空间自相关性。本文侧重于农业生产性服务业发展对农业碳排放的影响，其他解释变量为控制变量，因此只需要对二者进行全局空间自相关性检验，结果如表 9 所示。可以看出，农业碳排放和农业生产性服务业发展的莫兰在绝大多数年份大于 0 且通过显著性检验，表明考察期间农业碳排放与农业生产性服务业发展在空间上有正相关性，即农业碳排放量和农业生产性服务业发展水平较高的省份毗邻一个或多个高值省份，低价值省份也毗邻其他低值省份。从演变轨迹来看，农业碳排放的莫兰指数值随着时间推移表现持续降低趋势，而农业生产性服务业发展经历了“先降后升”但总体平稳的态势。

表 9 2010-2022 年农业碳排放和农业生产性服务业发展的 Moran's I 统计值
Table 9 Moran's I Statistics of Agricultural Carbon Emissions and Development of Agricultural Producer Services from 2010 to 2022

年份 Year	ACE	APS	年份 Year	ACE	APS
2010	0.242** (2.565)	0.254*** (2.690)	2017	0.175* (1.931)	0.208** (2.233)
2011	0.230** (2.460)	0.176* (1.945)	2018	0.172* (1.906)	0.238** (2.525)
2012	0.219** (2.350)	0.151* (1.708)	2019	0.164* (1.831)	0.253*** (2.676)
2013	0.213** (2.295)	0.144 (1.637)	2020	0.163* (1.824)	0.259*** (2.741)
2014	0.195** (2.121)	0.147* (1.666)	2021	0.159* (1.778)	0.272*** (2.865)
2015	0.185** (2.030)	0.140 (1.599)	2022	0.142 (1.625)	0.270*** (2.861)
2016	0.179** (1.977)	0.194** (2.113)			

（2）LM 检验及 Robust-LM 检验。基于前文分析已知，农业碳排放和农业生产性服务业发展均存在空间自相关特征，接下来通过 LM 检验和 Robust-LM 检验进行空间计量模型的选择，结果如表 10 所示。

可以看出，LM-Lag 和 LM-Error 统计量均在 1%显著性水平下显著，Robust-LM-Error 统计量显著但 Robust-LM-Lag 统计量不显著，因此选择空间滞后模型（SLM）作进一步分析。

表 10 LM 检验及 Robust-LM 检验结果

Table 10 LM test and Robust-LM test results

检验 test	统计量 Statistic	检验 test	统计量 Statistic
LM-Lag	9.951***	Robust-LM-Lag	2.535
LM-Error	10.999***	Robust-LM-Error	3.582*

（3）农业生产性服务业发展对农业碳排放影响的空间溢出效应。表 11 的(1)、(2)、(3)列分别采用双向固定效应空间滞后模型（SLM）估算了不同空间矩阵下农业生产性服务业发展对农业碳排放的影响。以空间邻接矩阵为例，农业生产性服务业的发展对农业碳排放具有显著的负向空间收敛效应。其中 ρ 显著不为 0，表明需要用偏微分法分解农业生产性服务业发展对农业碳排放的边际效应，以反映实际影响，分解结果如表 12 所示。可以看出，农业生产性服务业发展对农业碳排放的直接效应为-0.256，且通过了 1%的显著性检验，说明农业生产性服务业发展能够显著促进本地地区的农业碳减排，这与理论分析结论相符。农业生产性服务业发展的间接效应显著为负，表明其存在明显的负向空间溢出效应。具体而言，本地的农业生产性服务业发展水平每提升 1%，可使周边邻近地区的农业碳排放量降低 3.1%，说明本地区农业生产性服务业发展水平的提高，确实会使优质资源向其他地区扩散，实现经济增长和生态环境和谐共进，这正是农业生产性服务溢出效应的表现。具体而言，邻近地区农业生产性服务业发展水平的提高会对本地市场造成一定冲击，其形成的示范效应使得本地市场的农业技术和生产性服务需求逐步增加。而农业生产性服务业具有流动性强、重复性强的特点，容易突破传统物理区域的边界壁垒，以较低的成本实现跨时空传播，形成协同进步的空间产业纽带，可以保证在高度细碎化的土地要素安排下，利用区域闲置的农机设备等，实现附近地区农业生产性服务水平的提升，从而抑制当地的农业碳排放。此时，邻近地区农业生产性服务业发展水平的提高能更快促进本地农业碳减排的提升。

表 11 空间面板估计结果

Table 11 Estimation Results of Space Panel

变量 variable	(1)	(2)	(3)
	空间邻接矩阵 Spatial adjacency matrix	空间经济地理权重矩阵 Spatial economic geographic weight matrix	空间地理距离矩阵 Spatial geographic distance matrix
APS	-0.257*** (0.038)	-0.251*** (0.038)	-0.278*** (0.037)
ρ	0.110* (0.060)	-0.172** (0.082)	-0.073 (0.186)
控制变量 Control variable	yes	yes	yes
个体、时间固定 Individual, fixed time	yes	yes	yes
N	403	403	403
R ²	0.250	0.261	0.251

表 12 直接效应、间接效应和总效应分解

Table 12 Decomposition of Direct Effect, Indirect Effect and Total Effect

变量 variable	直接效应 Direct effect	间接效应 Indirect effect	总效应 Total effect
APS	-0.257*** (0.039)	-0.031* (0.018)	-0.288*** (0.042)

5 主要结论与政策建议

本文基于 2010-2022 年中国 31 个省（区、市）的面板数据，对各地区的农业碳排放量进行测算，并利用双向固定效应模型、门槛模型、空间滞后模型（SLM）对农业生产性服务业发展和农业碳排放之间的非线性关系与门槛效应进行实证分析，主要得到以下研究结论。第一，农业生产性服务业发展与农业碳排放之间存在先上升后下降的非线性关系，表现为倒“U”型的趋势特征，且在一系列稳健性检验后依然

成立。第二,农业生产性服务业发展对农业碳排放的影响存在基于农地经营规模的双重门槛效应。当农地经营规模跨过第一个门槛值 7.027 后,农业生产性服务业发展对农业碳排放的负向作用将显著增强;当农地经营规模跨过第二个门槛值 10.960 后,农业生产性服务业发展对农业碳排放的负向作用转变为正向。第三,区域异质性方面,北方地区农业生产性服务业发展对农业碳排放的负向作用大于南方地区。北方地区由于其独特的自然条件和较高的农机化程度,农业生产性服务业发展能够更有效地抑制农业碳排放。第四,农业生产性服务业发展对农业碳排放的影响存在负向空间溢出效应,即邻近地区的农业生产性服务业发展水平提升能显著促进本地区农业碳排放的减少。农业生产性服务业发展的积极效应能够跨越地理界限,对周边地区产生辐射和带动作用,推动区域内农业碳排放的整体下降。

基于上述研究结论,提出以下政策建议。第一,推动农业生产性服务业的转型升级。加大农业科技投入,提高知识密集型产业在农业生产性服务业中所占的比重,促进农业机械向节肥型、省药型农业机械装备的转型,减少污染性要素投入对环境污染的空间溢出效应,实现农业生产从粗放型要素投入到精细化管理的高质量发展。第二,加强农业生产性服务业行业管理和引导。提升农业生产性服务主体的专业性和规模化程度,支持和鼓励服务主体面向小农户提供更全面、更优质的指导与托管服务,充分发挥农业生产性服务在小农户与绿色低碳农业技术之间的有效衔接作用。第三,根据各地区实际情况实施差异化的农业碳减排政策。充分考虑各地区农业碳减排的主要障碍和矛盾,制定适合农业发展和产业转型的碳减排政策,杜绝“一刀切”的简单模式。第四,推进农业生产性服务业信息平台的建设。健全相关主体的信用状况与技术能力的综合评价机制,促进高质量农业生产性服务投入的跨区域流动,形成区域协同碳减排的良好态势。

参 考 文 献

- [1] 李波,张俊飏,李海鹏.中国农业碳排放时空特征及影响因素分解[J].中国人口·资源与环境,2011,21(08):80-86.
- [2] 孟祥海,周海川,杜丽永,等.中国农业环境技术效率与绿色全要素生产率增长变迁——基于种养结合视角的再考察[J].农业经济问题,2019(06):9-22.
- [3] 陈银娥,陈薇.农业机械化、产业升级与农业碳排放关系研究——基于动态面板数据模型的经验分析[J].农业技术经济,2018(05):122-133.
- [4] 张恒,郭翔宇.农业生产性服务业发展与农业全要素生产率提升:地区差异性与空间效应[J].农业技术经济,2021(05):93-107.
- [5] 姜长云.关于发展农业生产性服务业的思考[J].农业经济问题,2016,37(05):8-15+110.
- [6] 张露,杨高第,李红莉.小农户融入农业绿色发展:外包服务的考察[J].华中农业大学学报(社会科学版),2022(04):53-61.
- [7] 杨高第,张露.农业生产性服务对农户耕地质量保护行为的影响——来自江汉平原水稻主产区的证据[J].自然资源学报,2022,37(07):1848-1864.
- [8] A D E , B O S , C V O ,et al.Impact of agricultural extension service on adoption of chemical fertilizer: Implications for rice productivity and development in Ghana[J].NJAS - Wageningen Journal of Life Sciences, 2016, 79(2016):41-49.
- [9] Verkaart S , Munyua B G , Mausch K ,et al.Welfare impacts of improved chickpea adoption: A pathway for rural development in Ethiopia?[J].Food Policy, 2016, 66:50-61.
- [10] 程永生,张德元,汪侠.农业社会化服务何以推动绿色发展?——基于农户要素禀赋的调节作用[J/OL].中国农业资源与区划:1-14[2024-05-20].
- [11] 冀名峰.农业生产性服务业:我国农业现代化历史上的第三次动能[J].农业经济问题,2018(03):9-15.
- [12] 姜长云.关于发展农业生产性服务业的思考[J].农业经济问题,2016,37(05):8-15+110.
- [13] 罗明忠,魏滨辉.农业生产性服务的碳减排作用:效应与机制[J].经济经纬,2023,40(04):58-68.
- [14] 朱美荣,王淦秋,向文凯,等.农业社会化服务对农业碳排放的影响及其空间特征[J/OL].中国生态农业学报(中英文):1-15[2024-05-20].
- [15] 程永生,张德元.农业社会化服务绿色发展效应的理论框架与研究展望[J].中国生态农业学报(中英文),2024,32(03):546-

558.

- [16] 刘浩,韩晓燕,薛莹,等.农业生产性服务的化肥减量逻辑:替代和匹配——基于东北三省 741 户玉米种植农户的调研数据[J].干旱区资源与环境,2022,36(04):32-38.
- [17] 万凌霄,蔡海龙.生产性服务外包是否促进了测土配方施肥技术采纳——以小麦为例[J].中国农业大学学报,2022,27(06):236-247.
- [18] 颜华,齐悦,张梅.农业生产性服务促进粮食绿色生产的效应及作用机制研究[J].中国农业资源与区划,2023,44(02):54-67.
- [19] 钟甫宁,陆五一,徐志刚.农村劳动力外出务工不利于粮食生产吗?——对农户要素替代与种植结构调整行为及约束条件的解析[J].中国农村经济,2016(07):36-47.
- [20] 高如梦,杜江,李晓涛.农业增长与环境污染的动态分析——基于 2006—2015 年面板数据的验证[J].中国农业资源与区划,2018,39(12):138-145.
- [21] 涂爽,徐芳.农业经济增长与农业环境污染——基于空间效应的分析[J].农村经济,2020(08):109-117.
- [22] 刘晓燕,章丹,徐志刚.粮食规模经营户化肥施用也“过量”吗——基于规模户和普通户异质性的实证[J].农业技术经济,2020(09):117-129.
- [23] 刘浩,韩晓燕,薛莹,等.农业生产性服务的化肥减量逻辑:替代和匹配——基于东北三省 741 户玉米种植农户的调研数据[J].干旱区资源与环境,2022,36(04):32-38.
- [24] 张露,罗必良.小农生产如何融入现代农业发展轨道?——来自中国小麦主产区的经验证据[J].经济研究,2018,53(12):144-160.
- [25] 仇童伟,罗必良.种植结构“趋粮化”的动因何在?——基于农地产权与要素配置的作用机理及实证研究[J].中国农村经济,2018(02):65-80.
- [26] 梁志会,张露,刘勇,等.农业分工有利于化肥减量施用吗?——基于江汉平原水稻种植户的实证[J].中国人口·资源与环境,2020,30(01):150-159.
- [27] 罗必良,张露,仇童伟.小农的种粮逻辑——40 年来中国农业种植结构的转变与未来策略[J].南方经济,2018(08):1-28.
- [28] 赵晓峰,刘子扬.“非粮化”还是“趋粮化”:农地经营基本趋势辨析[J].华南农业大学学报(社会科学版),2021,20(06):78-87.
- [29] 徐清华,张广胜.农业机械化对农业碳排放强度影响的空间溢出效应——基于 282 个城市面板数据的实证[J].中国人口·资源与环境,2022,32(04):23-33.
- [30] 薛平,韩昕儒,王秀东.经营规模分化视角下土地转入对农户农业生产性服务供给的影响[J].农村经济,2023(04):19-28.
- [31] 陈义媛.农产品经纪人与经济作物产品流通:地方市场的村庄嵌入性研究[J].中国农村经济,2018(12):117-129.
- [32] 李明文,王振华,张广胜.农业服务业促进粮食高质量发展了吗——基于 272 个地级市面板数据的门槛回归分析[J].农业技术经济,2020(07):4-16.
- [33] 谢琳,张禹欣,钟文晶.农业社会化服务组织何以促进化肥减量——基于经营主体的匹配效应研究[J].华中农业大学学报(社会科学版),2022(02):47-56.
- [34] 罗必良.中国农业经营制度:立场、线索与取向[J].农林经济管理学报,2020,19(03):261-270.
- [35] 谢琳,张禹欣,钟文晶.农业社会化服务组织何以促进化肥减量——基于经营主体的匹配效应研究[J].华中农业大学学报(社会科学版),2022(02):47-56.
- [36] 童伟伟,李玉霖,张董敏.农业服务化能降低中国农业碳排放强度吗? [J/OL].中国农业资源与区划:1-13[2024-05-12].
- [37] 陈宇斌,王森.农村劳动力外流、农业规模经营与农业碳排放[J].经济与管理,2022,36(06):43-49.
- [38] 李波,张俊飏,李海鹏.中国农业碳排放时空特征及影响因素分解[J].中国人口·资源与环境,2011,21(08):80-86.
- [39] 乔保荣,穆佳薇,余国新.农业生产性服务业对农业生态效率的空间效应研究[J].中国农业资源与区划,2023,44(06):86-96.
- [40] 陈银娥,陈薇.农业机械化、产业升级与农业碳排放关系研究——基于动态面板数据模型的经验分析[J].农业技术经济,2018(05):122-133.
- [41] 陈宇斌,王森.农业综合开发投资的农业碳减排效果评估——基于高标准基本农田建设政策的事件分析[J].农业技术经济,2023(06):67-80.
- [42] 童伟伟,李玉霖,张董敏.农业服务化能降低中国农业碳排放强度吗? [J/OL].中国农业资源与区划:1-13[2024-05-12].
- [43] 冀名峰.农业生产性服务业:我国农业现代化历史上的第三次动能[J].农业经济问题,2018(03):9-15.
- [44] 胡伟,张正河.农机服务对小麦生产技术效率有影响吗?[J].中国农村经济,2018(05):68-83.

- [45] 谢琳,张禹欣,钟文晶.农业社会化服务组织何以促进化肥减量——基于经营主体的匹配效应研究[J].华中农业大学学报(社会科学版),2022(02):47-56.
- [46] 仇童伟,何勤英,罗必良.谁更能从农机服务中获益——基于小麦产出率的分析[J].农业技术经济,2021(09):4-15.
- [47] 李宁,汪险生,王舒娟,等.自购还是外包:农地确权如何影响农户的农业机械化选择?[J].中国农村经济,2019(06):54-75.
- [48] 王舒娟,马俊凯,李宁.农地经营规模如何影响农户的农业机械化选择?[J].农村经济,2021(04):111-118.
- [49] 薛平,韩昕儒,王秀东.经营规模分化视角下土地转入对农户农业生产性服务供给的影响[J].农村经济,2023(04):19-28.
- [50] 刘浩,韩晓燕,薛莹,等.农业生产性服务的化肥减量逻辑:替代和匹配——基于东北三省 741 户玉米种植农户的调研数据[J].干旱区资源与环境,2022,36(04):32-38.
- [51] 陈宇斌,王森.农村劳动力外流、农业规模经营与农业碳排放[J].经济与管理,2022,36(06):43-49.
- [52] 张贺,许宁.产业集聚专业化、多样化与绿色全要素生产率——基于生产性服务业集聚的外部性视角[J].经济问题,2022(05):21-27.
- [53] 徐清华,张广胜.农业机械化对农业碳排放强度影响的空间溢出效应——基于 282 个城市面板数据的实证[J].中国人口·资源与环境,2022,32(04):23-33.