

农业社会化服务对农业碳全要素生产率增长的影响

刘 艺¹, 李谷成¹, 李练军^{2*}

(1. 华中农业大学经济管理学院/数字农业研究院, 湖北 武汉 430070;
2. 江西农业大学经济管理学院/南昌商学院, 江西 南昌/九江 330045)



摘要 农业低碳发展对推动农业高质量发展和生态文明建设具有重要意义。选取2003—2020年中国部分省(市、区)的农业碳排放和农业碳汇测算数据,采用空间杜宾模型分析了农业社会化服务对农业碳全要素生产率增长的直接影响及其空间溢出效应。研究发现:(1)2003—2020年中国农业碳全要素生产率年均增长2.3%,其中前沿技术进步的贡献率为2.27%;(2)在空间邻接矩阵和地理距离矩阵下,农业社会化服务对农业碳全要素生产率增长均具有显著的正向直接影响与正向空间溢出效应。具体而言,直接影响体现在东部、东北部地区以及粮食主产区和主销区,空间溢出效应则表现在西部地区以及粮食主销区和产销平衡区。基于此,建议进一步加强农业社会化服务体系的建设,推动区域间、省份间合作与信息共享,同时结合地域特征和农业发展实际制定差异化的农业社会化服务发展战略。

关键词 农业社会化服务; 农业碳排放; 农业碳汇; 全要素生产率; 空间杜宾模型

中图分类号: F32 **文献标识码**: A **文章编号**: 1008-3456(2025)02-0042-14

DOI编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2025.02.004

农业低碳发展对促进我国农业可持续发展、实现“双碳”目标以及缓解全球气候变暖至关重要^[1]。在这一过程中,提升农业碳全要素生产率是关键。促进农业碳全要素生产率增长(Carbon total factor productivity growth, *CTFPG*)有助于推动我国农业高质量发展与生态文明建设,实现农业生产效率提升与环境保护的双赢局面^[2]。与此同时,随着农业分工深化,农业社会化服务已成为保障中国粮食安全、促进农业产业升级以及实现中国农业现代化的重要选择^[3]。通过推动小农户与现代生产要素的有机结合,服务规模化能够有效缓解农业劳动力短缺、老龄化以及土地规模经营不足等问题,对于提升农业生产效率和推动农业高质量发展具有重要的战略意义^[4]。其中,农机跨区服务的兴起与不断发展使得我国在土地细碎化、经营分散化以及劳动力成本上升等不利条件下仍然实现了农业专业化分工、服务市场化以及生产的规模化效应^[5]。农机跨区作业在不同区域之间产生的空间溢出效应不仅减少了劳动投入,保证了产出的稳定增长,还提高了农业生产效率并最终促进了农民增收^[6]。因此,在农业社会化服务助力中国农业现代化建设和低碳发展的背景下,准确把握农业社会化服务对农业碳全要素生产率增长的作用机制,深入挖掘其在推动农业低碳发展方面的潜力,具有重要的现实意义。

根据非期望产出的选择和研究方法的不同,将当前关于农业社会化服务对农业绿色低碳发展影响的研究进行了如下区分:一是基于非期望产出的不同,现有研究主要分为三类,其中大部分研究以氮、磷流失等面源污染作为非期望产出,另有部分研究同时考虑了面源污染和农业碳排放,仅有一小部分研究单独聚焦农业碳排放,从宏观和微观视角分析了农业社会化服务对农业碳减排、粮食绿色

收稿日期:2024-06-08

基金项目:国家社会科学基金重大项目“新形势下我国农业全要素生产率提升战略研究”(18ZDA072)。

*为通讯作者。

生产率或农业绿色全要素生产率的影响^[7-9]。二是根据研究方法的不同,现有研究分别采用Tobit模型、面板固定效应模型和门槛模型,讨论了不同类型农业社会化服务对农业碳减排、农业绿色生产率或农业环境技术效率的影响及非线性关系^[8,10-11]。

上述研究为探究农业社会化服务与农业低碳发展之间的关系提供了思路,但仍存在以下不足:一是非期望产出的选择存在局限性。已有研究主要将面源污染作为非期望产出,而在低碳目标背景下,促进农业低碳发展已成为当前农业经济研究中的重要议题。然而,以农业碳排放作为非期望产出,分析农业社会化服务对农业低碳发展影响的研究仍然较少。同时,农业具有碳排和碳汇的双重效应^[12]。农业社会化服务不仅能够影响农业碳排放,还可以通过优化土壤轮作、实施土壤保护措施以及推广精准农业技术和节水灌溉技术等环保技术,提高土壤有机碳含量,从而增加农业碳汇量。因此,同时纳入碳排放和碳汇对农业碳全要素生产率增长进行核算,并考察农业社会化服务对农业碳全要素生产率增长的影响,具有重要的理论和实践意义,但是相关研究仍较为缺乏;二是研究方法的选择存在不足。已有研究多从主体独立的角度进行分析,忽略了环境变量可能引发的各主体间的空间关联性^[13]。体现在研究方法的选择上,则是较少基于空间计量方法分析农业社会化服务对农业低碳生产的影响及其空间溢出效应,导致研究结论缺乏全面性和准确性;三是内生性问题的处理不够充分。大部分研究较少考虑潜在的内生性问题,或仅简单地以解释变量的均值作为工具变量进行处理,未能有效解决内生性偏差,从而可能影响研究结论的可靠性。

基于上述不足,本文拟展开如下研究:首先将农业碳排放和农业碳汇作为非期望与期望产出,选取2003—2020年部分省(市、区)的农业碳全要素生产率增长进行核算,并基于空间杜宾模型(Spatial Durbin Model,SDM),考察农业社会化服务对农业碳全要素生产率增长直接影响及其空间溢出效应^[14]。最后,探讨农业社会化服务对不同经济地带和粮食功能分区农业碳全要素生产率增长影响的区域异质性。与现有研究相比,在微观研究层面,本文侧重于考察的是农业社会化服务对农业低碳发展的影响^①;在宏观研究层面,本研究纳入农业碳汇全面考察了农业社会化服务的绿色低碳效应。

一、理论分析与研究假说

本文构建了“规模效应—技术效应—配置效应—空间溢出效应”的理论分析框架,以厘清农业社会化服务影响农业碳全要素生产率增长的机理。

1. 农业社会化服务对农业碳全要素生产率增长影响的机理分析

农业社会化服务能够通过规模效应、技术效应和配置效应对农业碳全要素生产率增长产生积极影响^[10,15]。规模效应可以通过扩大农业生产规模和促进集约化经营,增加农业碳汇量,同时降低单位生产成本和单位碳排放量。技术效应通过引入先进农业技术和新型生产资料,提高农业生产效率和质量。配置效应则通过优化各类要素资源配置,提高农业生产效率,并改善环境质量。综合规模效应、技术效应和配置效应的作用,农业社会化服务能够有效促进农业碳全要素生产率增长,从而推动农业低碳可持续发展。

(1)规模效应。部分农户通过土地流入的方式进行农业规模化经营,以降低生产成本并增加收益^[16]。尽管这已成为普遍做法,但许多大量流入土地的农户仍面临诸多生产约束,包括劳动力短缺、资金不足、机械设备缺失以及市场对接困难等^[17]。这些因素制约了农业规模化经营的进一步发展。在此情况下,农业社会化服务发挥了重要作用。首先,农业社会化服务组织为本地农业规模化经营提供了多方面支持。例如,为农户提供培训和生产技术指导,提供农机设备租赁和共享服务以及资金支持,并且协助农户进行市场调查、产品定位和市场对接等^[18]。其次,农业社会化服务为当地农户引入了更高效的生产管理模式。通过规模化运作和专业化管理,优化了生产流程,提高了农业生产效率,降低了单位农业生产成本,并有效降低了单位碳排放量^[11]。此外,农业社会化服务组织为农户

① 大部分微观层面研究考察的是农业社会化服务对基于面源污染的农业绿色全要素生产率的影响。

进行的土地整理和规划有利于优化作物轮作和土壤保护,减少了土壤侵蚀和贫化,提高了土壤的有机碳含量。综合来看,农业社会化服务能够有效缓解规模农户生产约束,改善农业规模经营和管理水平,在促进农业碳汇量增加的同时控制并减少农业碳排放量,从而推动农业碳全要素生产率提升。

(2)技术效应。首先,农业社会化服务在引入、应用和普及先进农业生产技术方面发挥了重要作用。通过提供新知识、新技术和新型高效的生产设备,农业社会化服务降低了当地普通农户采用先进技术的门槛^[19]。农户通过学习和应用新技术,不仅提高了生产效率,还在实践中促进了新技术的进一步改进和创新,形成了良性循环的发展机制,提升了农业技术效率^[14]。其次,农业社会化服务组织为农户提供了专业的技术支持和指导,帮助农户提升了生产技能,使其更好地适应现代农业生产要求,进而提高了农业碳全要素生产率^[17]。例如,农户对精准农业技术、节水灌溉技术等低碳环保技术的掌握和采用,不仅有利于增加土壤碳汇储备,还能减少农业碳排放,从而促进农业碳全要素生产率增长。此外,随着生物农药和有机肥料等新兴农药化肥对传统农药化肥的替代,以及测土配方施肥和水肥一体化技术等新兴施肥技术的推广和应用,使得农业生产管理更加精准,化学品使用量显著减少。这不仅有效降低了农业碳排放,增加了农业碳汇,还减少了对环境的负面影响^[10]。总体而言,农业社会化服务通过提供新知识、新技术和新生产资料,显著促进了农业碳全要素生产率的提升。

(3)配置效应。农业社会化服务的发展对农业低碳发展产生了资源优化配置效应,主要体现在两个方面:劳动力资源的再分配以及政府和市场资源的优化配置。首先,随着城镇化、土地规模化和规模化服务的推进,农业劳动力向非农部门大量转移,农业劳动力总量减少,同时拥有各类专业知识和技能的高素质人才进入农业产业,促进了农业部门人力资本的优化配置^[20]。这一现象不仅解决了“谁来种地”的难题,还改善了农业生产效率低下和环境污染等问题,为农业低碳可持续发展提供了支持^[15]。其次,农业社会化服务的兴起推动了政府和市场资源向当地农业产业倾斜。政府通过出台相关政策法规鼓励和规范农业社会化服务组织的发展,并通过财政补贴和贷款支持等方式推动其蓬勃发展,为各类农业社会服务组织的发展营造了良好的制度环境^[21]。同时,市场需求的不断扩大也吸引了大量市场资源的注入,包括各类金融机构提供的融资支持、先进农业生产技术和管理模式的引进以及低碳高效生产资料的研发与供应等^[22]。此外,农业社会化服务组织还可以帮助农民直接进入碳市场,参与碳交易或碳补偿项目,通过实施碳抵消措施来获得经济收益。上述政府政策以及市场资源的优化配置不仅缓解了要素供给短缺问题,还推动了农业向专业化、低碳化方向发展,促进了农业综合生产能力、技术水平和产业效率的提升,最终有利于农业碳全要素生产率增长。

根据上述理论分析可知,农业社会化服务可以通过规模效应、技术效应和配置效应促进农业碳全要素生产率提升,因此提出如下假说。

H₁:农业社会化服务能够促进农业碳全要素生产率增长。

2. 农业社会化服务对农业碳全要素生产率增长影响的空间溢出效应分析

农业社会化服务作为一种新型农业生产经营模式,不仅直接促进了农业低碳发展,还可以通过知识与技术传播、技术创新以及资源共享与合作等方式,对周边省份的农业碳全要素生产率增长产生空间溢出效应。首先,农业社会化服务促进了农业知识和技术的传播。通过科学种植等技术指导和培训以及先进生产管理模式的推广,周边省份的农民能够学习并优化自身的农业生产方式,在降低农业碳排放的同时促进农业碳汇量的增加,从而提高农业碳全要素生产率^[23]。其次,农业社会化服务有利于推动农业技术创新。农业社会化服务组织持续进行的科技研发和技术创新通过交流和分享传播至周边省份,形成了技术外溢效应,促进了周边省份农业碳全要素生产率的提升^[24]。最后,农业社会化服务促进了资源共享与合作。邻近省份的农民可以共享先进的农业设备、优质种子等生产资料,降低了农业生产成本,有效减少了农业碳排放,同时增加了土壤碳汇储备,从而提高了农业碳全要素生产率^[10]。总体来看,农业社会化服务的发展可以对周边省份的农业碳全要素生产率增长产生正向的空间溢出效应,推动了整个地区的农业低碳发展进程,据此提出如下假说。

H₂:农业社会化服务对邻近省份农业碳全要素生产率增长具有空间溢出效应。

由此,构建农业社会化服务影响农业碳全要素生产率增长的机理分析框架如图1。

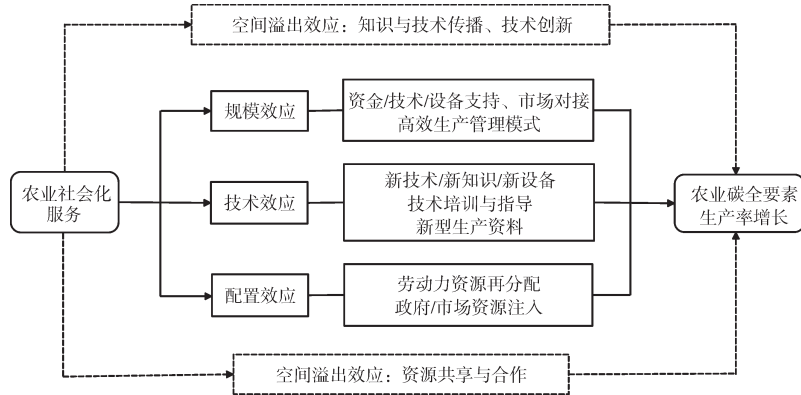


图1 农业社会化服务影响农业碳全要素生产率增长的机理分析框架

二、研究设计

1. 研究方法和变量设定

(1)农业碳全要素生产率增长核算。为了避免传统DEA模型中投入和产出同比例变化导致的结果偏误以及线性规划无可解的问题,本文采用非径向非角度的Super Efficiency Undesirable SBM模型,结合Global Malmquist Productivity Index,对中国农业碳全要素生产率增长进行核算与分解^[25]。首先,构建决策单元 $K(x_k^t, y_k^t, u_k^t)$ 在第 t 期包含非期望产出的SBM模型:

$$D_0^G(x_k^t, y_k^t, u_k^t) = \min \frac{1 - \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R \frac{s_r^x}{x_r^k}}{1 + \frac{1}{Q+Z} \left(\sum_{q=1}^Q \frac{s_q^y}{y_q^k} + \sum_{z=1}^Z \frac{s_z^u}{b_z^k} \right)} \quad (1)$$

$$s.t. \begin{cases} \sum_{k=1}^K \lambda_k^t X_{rk}^t + S_r^x = x_{rk}^t, r = 1, \dots, R; \\ \sum_{k=1}^K \lambda_k^t Y_{qk}^t - S_q^y = g_{qk}^t, q = 1, \dots, Q; \\ \sum_{k=1}^K \lambda_k^t U_{zk}^t + S_z^u = b_{zk}^t, z = 1, \dots, Z; \\ \lambda_k^t \geq 0, S_r^x \geq 0, S_q^y \geq 0, S_z^u \geq 0, k = 1, \dots, K \end{cases}$$

式(1)中, $D_0^G(x_k^t, y_k^t, u_k^t)$ 为目标效率值, k 为决策单元数量, x, y, u 分别为投入变量、期望产出变量与非期望产出变量, r, q, z 分别为三者的数量, S_r^x, S_q^y, S_z^u 分别为三者的松弛变量, λ 为权重变量。本研究聚焦于狭义农业,即种植业。投入变量包括劳动、土地、灌溉、机械、化肥、农药和农膜投入。期望产出为(狭义)农业总产值与农业碳汇,非期望产出为农业碳排放。农业碳汇与农业碳排放的测算范围与方法参考刘艺等^[26]的研究。基于公式(1),进一步构建农业碳全要素生产率(ACTFP)指数:

$$ACTFP_i^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, u^{t+1}; x^t, y^t, u^t) = \frac{1 + D_0^G(x^t, y^t, u^t)}{1 + D_0^G(x^{t+1}, y^{t+1}, u^{t+1})}$$

$$= \frac{1 + D_0^G(x^t, y^t, u^t)}{1 + D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, u^{t+1})} \times \left[\frac{1 + D_0^G(x^t, y^t, u^t)}{1 + D_0^G(x^t, y^t, u^t)} \times \frac{1 + D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, u^{t+1})}{1 + D_0^G(x^{t+1}, y^{t+1}, u^{t+1})} \right] \quad (2)$$

$$= ACEC_i^{t+1} \times ACTC_i^{t+1}$$

其中, $ACTFP_i^{t+1}, ACEC_i^{t+1}, ACTC_i^{t+1}$ 大于1(小于1)分别表示农业碳全要素生产率增长(下降)、技术效率改善(恶化)、前沿技术进步(退步)。

(2)空间计量经济分析。基于地区间广泛存在的经济关联以及环境变量间的空间关联性,构建一般性的SDM考察农业社会化服务对农业碳全要素生产率增长的影响:

$$ACTFPG_{it} = \alpha_0 + \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} ACTFPG_{jt} + \eta_1 Service_{it} + \eta_2 Z_{it} + \eta_3 \sum_{j=1}^n w_{ij} Service_{jt} + \eta_4 \sum_{j=1}^n w_{ij} Z_{jt} + \varphi_{it} \quad (3)$$

式(3)中, i,j 代表不同的省份, t 为年份, $ACTFPG$ 为农业碳全要素生产率增长水平^①, $Service$ 为农业社会化服务水平, Z 为其他控制变量, $\alpha_0, \rho, \eta_1 \sim \eta_4$ 为待估参数, φ 为随机误差项。由于空间项的存在,除 ρ 外,核心解释变量和控制变量的回归系数并不能直接反映其对被解释变量的影响。因此,需要将每个变量的综合影响分解为平均直接效应与平均间接效应(即空间溢出效应)。前者为地区 i 的解释变量对地区 j 被解释变量的直接影响,后者为地区 i 的解释变量对地区 j 被解释变量的间接影响^[27]。

模型中,被解释变量农业碳全要素生产率增长根据上文方法运用MaxDEA Ultra软件计算得到。核心解释变量农业社会化服务水平用农业服务业总产值与农业从业人员数之比表征^[10]。农业服务业总产值的计算公式为:(农业总产值/农林牧渔业总产值)×农林牧渔服务业总产值。同样,农业从业人员数以农业总产值与农林牧渔业总产值的比值对第一产业从业人员数进行分离得到。

模型中的控制变量为影响农业碳全要素生产率增长的其他因素,参考黄伟华等^[28]以及杨秀玉等^[29]的研究,设置如下控制变量:①财政支农水平($Fina$),用农林水事务支出与财政总支出之比表示;②城镇化水平($Urban$),为城镇人口数与总人口数之比;③工业化程度($Indu$),即第二产业生产总值与地区生产总值之比。④农村基础教育水平($Educ$),用农村人均受教育年限替代;⑤农业结构调整($Stru$),用粮食作物播种面积与农作物总播种面积之比表征;⑥农业机械化水平($Mach$),将耕地、播种、灌溉、植保、收割五个环节的机械化程度进行加权计算得到;⑦农作物受灾程度($Disa$),用农作物受灾面积与农作物总播种面积之比表示。

2. 数据来源

鉴于我国农林牧渔服务业总产值数据自2003年才开始统计^[10],因此仅选取30个省(市、区)2003—2020年^②的统计数据。其中,投入与产出数据来源于2004—2021年《中国农业年鉴》《中国农村统计年鉴》与《中国能源统计年鉴》。农林牧渔服务业总产值数据来源于2004—2021年各地方统计年鉴。控制变量数据来源于2004—2021年国家统计局。对于个别缺失值,采用线性插值法进行补充。各变量的描述性统计结果见表1。

三、实证结果与讨论

1. 中国农业碳全要素生产率增长核算与分解

基于非径向非角度的超效率非期望SBM—GML指数模型,运用MaxDEA Ultra软件对中国农业碳全要素生产率增长进行核算与分解,结果显示,2003—2020年中国农业碳全要素生产率年均增长2.3%,主要由前沿技术进步驱动(年均增长2.27%),技术效率的年均增长率仅为0.03%。这与黄伟华等的研究结果接近:1994—2019年中国农业碳生产率年均增速为2.4%,主要由前沿技术进步推动(年均增长2.95%)^[28]。进一步分析时间变化特征发现,中国农业碳全要素生产率增长过程可划分为两个阶段:2003—2010年与2011—2020年(如图2)。①2003—2010年阶段。该阶段中国农业碳全要素生产率增长指数呈起伏特征,围绕数值1.0上下波动。这主要是因为2010年以前,中国农业采取粗放型发展方式,农户环保意识薄弱,过度使用农药化肥等,虽然产量得以增加,但也导致了环境污染问题^[28]。②2011—2020年阶段。除2017年外,该阶段农业碳全要素生产率呈稳定增长态势。因

① 需要注意的是,农业碳全要素生产率是以上年为1的环比指数,本文将其转化为以2003年为1的累积值。

② 由于数据可得性与缺失问题,研究未选取中国香港、澳门、台湾以及西藏四个地区的数据;同时,由于2020年之后的部分关键数据(如农林牧渔服务业总产值)缺失较多,为保证研究结果的准确性和可比性,仅选择2003—2020年作为研究时间段。

表1 各变量描述性统计

N=540

变量类别	变量名称/单位	均值	标准差	最小值	最大值
投入要素	劳动投入/万人	475.031	349.639	11.434	1831.572
	土地投入/千公顷	5341.652	3735.734	88.550	14910.130
	灌溉投入/千公顷	2054.625	1554.046	109.240	6177.590
	机械投入/万千瓦	1596.851	1525.656	44.623	7224.910
	化肥投入/万吨	180.728	140.137	5.450	716.090
	农药投入/万吨	5.373	4.226	0.100	17.350
	农膜投入/万吨	7.364	6.480	0.096	34.352
期望产出	农业总产值/亿元	1412.756	1191.242	29.740	6244.800
	农业碳汇/万吨	2293.298	1896.116	38.210	8275.130
非期望产出	农业碳排放/万吨	993.003	987.135	11.603	5735.798
核心解释变量	农业社会化服务水平/(万元/人)	0.150	0.135	0.005	0.871
	财政支农水平/%	8.863	5.024	0.425	20.384
	城镇化水平/%	53.636	14.646	17.009	89.600
	工业化程度/%	45.209	8.541	15.800	61.500
	农村基础教育水平/年	7.615	0.686	5.459	9.838
控制变量	农业结构调整/%	64.957	13.061	32.815	97.075
	农业机械化水平/%	40.668	18.300	2.505	81.986
	农作物受灾程度/%	20.858	14.749	0.239	93.561

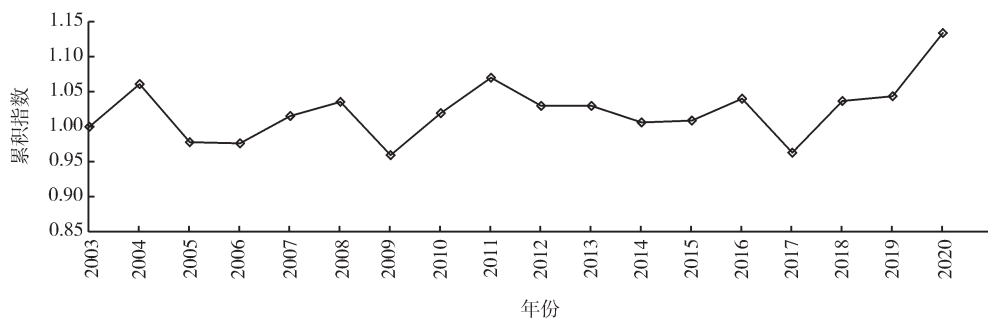


图2 2003—2020年中国农业碳全要素生产率增长累积指数变化

为政府自2011年开始陆续颁布了一系列政策文件来进行全国土地整治^①和高标准农田建设^②,并着手解决农业面源污染^③以及化肥和农药施用过量^④等问题。这些政策举措在改善农业生产条件、促进产量增长的同时,也有效减少了农业碳排放量,推动了农业碳全要素生产率增长。需要注意的是,2017年农业碳全要素生产率增长指数低于数值1.0,是因为该年大部分省份的农业碳汇量略低于前后几年,而农业碳排放量略有增加。这一现象可能与当年部分地区农业政策调整或气候异常等因素有关,导致该年农业碳全要素生产率增长指数出现短暂下降。

2. 空间相关性分析与模型检验结果

在进行基准回归结果的分析之前,首先利用全局莫兰指数分别对农业社会化服务与农业碳全要素生产率增长的空间相关性进行检验。从表2可以看出,大部分年份的全局莫兰指数在不同显著性水平上通过了检验,表明农业社会化服务和农业碳全要素生产率增长均存在显著的正向空间相关性,且农业碳全要素生产率增长的空间相关性更强。这一结果验证了二者均在省份间存在集聚效应,可以进行后续的空间计量分析。

① 参见:自然资源部《全国土地整治规划(2011—2015)》, https://www.mnr.gov.cn/dt/ywbb/201810/t20181030_2262157.html.

② 参见:国务院《国家农业综合开发高标准农田建设规划(2011—2020年)》, https://www.gov.cn/xinwen/2016-09/19/content_5109557.htm.

③ 参见:农业农村部《关于打好农业面源污染攻坚战地实施意见》, http://www.moa.gov.cn/xw/zwdt/201504/t20150413_4524372.htm.

④ 参见:农业农村部《到2020年化肥使用量零增长行动方案》《到2020年农药使用量零增长行动方案》, http://www.moa.gov.cn/nybg/2015/san/201711/t20171129_5923401.htm.

在空间自相关性检验的基础上,分别基于空间邻接矩阵和地理距离矩阵,依次进行LM、Robust LM、Wald、Hausman以及LR检验,对最适用于本文的空间计量模型及其形式进行筛选^[30]。由表3可知,在空间邻接矩阵下,空间误差模型(SEM)和空间自回归模型(SAR)的LM和Robust LM检验统计量均通过了显著性检验,这表明可以初步选择SDM;进一步地,Wald检验统计量也通过了显著性检验,表明SDM不会退化为SEM或SAR;最后,Hausman和LR检验统计量通过了显著性检验,表明应选择双向固定效应的SDM。同理,在地理距离矩阵下,除了SEM的LM检验统计值不显著外(仅该统计值不显著仍可初步选择SDM),其余检验结果与空间邻接矩阵一致。因此,基于上述检验结果,接下来分别基于空间邻接矩阵和地理距离矩阵采用双向固定效应的SDM展开进一步分析。

3. 基准回归结果

表4展示了空间邻接矩阵和地理距离矩阵下SDM的回归结果。参数估计结果表明,无论在何种空间权重矩阵下,农业社会化服务均在1%的水平上对农业碳全要素生产率增长具有显著的正向影响,并且分别在10%和5%的水平上对农业碳全要素生产率增长存在正向的空间溢出效

表2 全局空间自相关莫兰指数

年份	Service	ACTFPG
2003	0.049	—
2004	0.092	0.199**
2005	0.115	0.027
2006	0.093	0.358***
2007	0.157*	0.304**
2008	0.157*	0.307**
2009	0.151*	0.486***
2010	0.169*	0.455***
2011	0.233***	0.350***
2012	0.194**	0.285**
2013	0.143	0.453***
2014	0.132	0.438***
2015	0.109	0.365***
2016	0.143*	0.325**
2017	0.203*	0.359***
2018	0.279**	0.380***
2019	0.243**	0.320**
2020	0.353***	0.231**

注: *、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,下表同。

表3 空间计量经济学模型检验

统计量	W(邻接)		W(距离)	
	统计值	P值	统计值	P值
LM统计量(SEM)	24.150	<0.001	0.100	0.752
Robust LM统计量(SEM)	10.492	<0.010	5.290	<0.050
LM统计量(SAR)	44.853	<0.001	106.828	<0.001
Robust LM统计量(SAR)	31.194	<0.001	112.018	<0.001
Wald统计量(SEM)	67.810	<0.001	86.720	<0.001
Wald统计量(SAR)	64.960	<0.001	96.230	<0.001
Hausman统计量	44.090	<0.001	145.490	<0.001
LR统计量(双向/个体)	46.140	<0.001	91.260	<0.001
LR统计量(双向/时间)	477.76	<0.001	429.520	<0.001

注: W(邻接)和W(距离)分别表示空间邻接矩阵和地理距离矩阵,下表同。

应。此外,控制变量的参数估计结果显示,两种空间权重矩阵下各控制变量对农业碳全要素生产率增长的影响方向和大小基本一致,说明模型具有一定的稳健性。接下来进行效应分解,深入分析农业社会化服务及各控制变量对农业碳全要素生产率增长直接影响与空间溢出效应。

表5展示了空间邻接矩阵和地理距离矩阵下农业社会化服务及各控制变量对农业碳全要素生产率增长影响的SDM效应分解结果。由于地理距离矩阵下SDM的 R^2 更大,说明该模型解释力更强,因此重点针对该模型结果进行分析。

(1)直接效应。从核心解释变量来看,在两种空间权重矩阵下,农业社会化服务均对农业碳全要素生产率增长具有显著的正向影响,且显著性水平达到1%。这表明农业社会化服务的发展对农业碳全要素生产率增长具有直接促进作用,假说H₁得以验证。根据前文的理论分析,农业社会化服务的快速发展能够为农户提供资金、技术和设备等支持,帮助其与市场有效对接,进而促进了农业规模化经营,降低了农户的生产成本,提高了生产效率,从而推动了农业碳全要素生产率增长。同时,农业社会化服务组织不仅为当地农户引入了新知识、新技术、新设备以及高效低碳的新型生产资料,还

表4 空间杜宾模型参数估计

变量	W(邻接)	W(距离)	变量	W(邻接)	W(距离)
<i>Service</i>	0.483*** (0.080)	0.495*** (0.078)	<i>W×Service</i>	0.260* (0.123)	0.780** (0.226)
<i>Fina</i>	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	<i>W×Fina</i>	0.001** (0.000)	0.001 (0.001)
<i>Urban</i>	0.006* (0.003)	0.008* (0.003)	<i>W×Urban</i>	-0.003 (0.004)	-0.035*** (0.008)
<i>Indu</i>	0.000 (0.001)	0.002 (0.002)	<i>W×Indu</i>	0.005* (0.002)	0.005 (0.004)
<i>Educ</i>	0.001 (0.025)	0.015 (0.028)	<i>W×Educ</i>	-0.180*** (0.045)	-0.374*** (0.100)
<i>Stru</i>	0.000 (0.002)	0.004** (0.002)	<i>W×Stru</i>	0.006** (0.002)	0.011* (0.005)
<i>Mach</i>	-0.005*** (0.001)	-0.007*** (0.001)	<i>W×Mach</i>	0.008*** (0.002)	0.021*** (0.005)
<i>Disa</i>	-0.002*** (0.001)	-0.002** (0.000)	<i>W×Disa</i>	0.000 (0.001)	-0.002 (0.002)
ρ	0.337*** (0.052)	0.330*** (0.095)	R^2	0.612	0.626

注:括号内为标准误,下表同。

表5 空间杜宾模型效应分解

变量	W(邻接)			W(距离)		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
<i>Service</i>	0.521*** (0.077)	0.601*** (0.149)	1.122*** (0.154)	0.518*** (0.078)	1.417*** (0.326)	1.936*** (0.321)
<i>Fina</i>	0.000 (0.000)	0.001** (0.001)	0.002** (0.001)	0.001* (0.000)	0.001 (0.001)	0.003* (0.001)
<i>Urban</i>	0.007* (0.003)	-0.005 (0.007)	0.002 (0.004)	0.007* (0.003)	-0.047*** (0.013)	-0.040** (0.012)
<i>Indu</i>	0.001 (0.002)	0.007** (0.003)	0.008* (0.003)	0.002 (0.002)	-0.002 (0.007)	0.000 (0.007)
<i>Educ</i>	-0.019 (0.028)	-0.249*** (0.063)	-0.268*** (0.070)	0.001 (0.033)	-0.558*** (0.148)	-0.557** (0.154)
<i>Stru</i>	0.001 (0.001)	0.009** (0.003)	0.010*** (0.003)	0.003* (0.002)	0.006 (0.009)	0.009 (0.009)
<i>Mach</i>	-0.005*** (0.001)	0.009*** (0.002)	0.004 (0.003)	-0.007*** (0.001)	0.028*** (0.007)	0.021** (0.007)
<i>Disa</i>	-0.002*** (0.000)	-0.000 (0.001)	-0.002* (0.001)	-0.002*** (0.000)	-0.003 (0.003)	-0.005* (0.002)

通过提供技术指导与培训帮助农户提升了生产技能。这些举措不仅增强了农户生产能力,还促进了农业生产的现代化和绿色化转型。此外,农业社会化服务还通过整合劳动力和资本等生产要素以及引导政府与市场资源向本地农业倾斜,优化了资源配置效率,减少了资源浪费,进一步推动了农业低碳发展。总体而言,农业社会化服务通过上述途径直接促进了农业碳全要素生产率增长,验证了其在推动农业现代化和低碳发展中的重要作用。

就控制变量而言,财政支农水平、城镇化水平以及农业结构调整在10%的显著性水平上正向影响农业碳全要素生产率增长,工业化程度和农村基础教育水平的影响为正但不显著,而农业机械化

水平和农作物受灾程度在1%的显著性水平上负向影响农业碳全要素生产率增长。其中,可能的原因如下:①政府对农业的支持力度越大,越有利于农业低碳可持续发展。财政支农不仅有利于通过加大要素投入促进农业产出增长,还能够通过政府低碳环保技术的推广和应用抑制农业碳排放^[28]。②城镇化的发展不仅有利于农业规模化经营与专业化分工,规模经济降低了单位生产成本,其带来的技术进步效应对农业部门的外溢也有利于降低农业碳排放,促进农业碳全要素生产率增长^[31]。③粮食作物种植比例的增加不仅有利于农业产出增加,而且能够通过规模化种植促进化肥和农药等的科学合理施用,有利于农业碳全要素生产率增长^[26]。④农机使用柴油、汽油等能源会导致农业碳排放量增加,但由于目前我国农业机械化发展处于初级阶段,对农业产出的影响仍较小,因此农业机械化对农业碳全要素生产率增长的总体影响为负^[32]。⑤自然灾害不仅导致农业产出减少,而且使得已有投入作废,需要重新投入和生产,因此对农业低碳发展具有不利影响^[28]。

(2)空间溢出效应。与直接效应结果类似,在两种空间权重矩阵下,农业社会化服务均在1%的显著性水平上对农业碳全要素生产率增长具有正向空间溢出效应,假说H₂得以验证。这表明农业社会化服务的发展不仅有利于本地农业碳全要素生产率增长,而且可以通过多种渠道对邻近省份的农业低碳发展产生显著的促进作用。具体而言,农业社会化服务通过促进新知识与新技术的传播与学习,推动科技研发与迭代更新,进而产生空间外溢效应。例如,农业社会化服务组织通过技术培训和示范推广等方式,将先进的农业生产技术和管理经验传播到邻近地区,带动周边省份农业低碳生产效率的提升。同时,农业社会化服务还通过先进农业设备与种子资源的共享等,促进区域间农业资源的优化配置。例如,农机服务的跨区域作业以及优质种子的跨区域推广等,都有助于提高周边地区的农业生产效率,同时降低碳排放强度。此外,农业社会化服务的发展还能够促进区域间农业产业链的协同发展,通过上下游产业的联动效应,带动整个区域农业低碳生产水平的提升。这些机制共同作用,使得农业社会化服务对邻近省份的农业低碳发展产生了显著的空间溢出效应,进一步验证了农业社会化服务在推动区域农业低碳转型中的重要作用。

就控制变量而言,农业机械化水平在1%的显著性水平上正向影响邻近省份的农业碳全要素生产率增长,财政支农水平和农业结构调整的影响为正但不显著,而城镇化水平和农村基础教育水平在1%的水平上负向影响邻近省份的农业碳全要素生产率增长,工业化程度和农作物受灾程度的负向影响则不显著。可能的解释如下:①农机具有跨区服务作业的特征,农业机械化发展水平越高,越有利于辐射到周边地区,促进邻近省份产量增加,同时降低其需要自主购买和使用农机产生的农业碳排放^[33]。②城镇化水平越高,对周边地区的人才吸引程度也即虹吸效应越强,导致邻近省份农村劳动力流失,农业生产的女性化和老龄化加剧,不利于农业碳全要素生产率的提升^[34]。③与城镇化水平的影响类似,本省农村基础教育水平越高,通常代表本省经济发展水平越高,对邻近省份农业劳动力具有较强的吸引作用,导致其劳动力短缺,进而对其农业低碳发展产生不利影响。

4. 内生性问题讨论

尽管已尽量控制了影响农业碳全要素生产率增长的其他变量,但仍存在遗漏变量的可能。同时,由于无法确定是农业社会化服务的发展促进了农业碳全要素生产率提升,还是农业碳全要素生产率增长越快越有利于推动地区农业社会化服务的发展,两者之间存在互为因果关系的可能^[14]。此外,核心变量的测量误差也可能导致内生性问题。因此,为了解决潜在的内生性问题,参考邵帅等^[35]的研究,采用核心解释变量及其空间滞后项作为工具变量,并利用GS2SLS进行估计。由表6的结果可知,首先,F检验统计值大于10,表明不存在弱工具变量问题,工具变量的选择是有效的。其次,在两种空间权重矩阵下,农业社会化服务仍在1%的水平上对农业碳全要素生产率

表6 内生性讨论 N=540

变量	W(邻接)	W(距离)
$W \times ACTFPG$	0.143*** (0.019)	27.647*** (2.795)
Service	0.455*** (0.074)	0.360*** (0.079)
F检验	92.780	91.561
P值	(0.000)	(0.000)
控制变量	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
省份固定效应	控制	控制
R ²	0.132	0.048

增长具有显著的正向影响。这一结果与前文结论一致,进一步验证了农业社会化服务对农业碳全要素生产率的促进作用具有稳健性。

5. 稳健性检验

通过变量缩尾处理、替换被解释变量、替换核心解释变量以及更换空间权重矩阵等方法进行稳健性检验。①变量缩尾处理,对所有变量进行首端和末端各5%的缩尾处理,以消除异常值的影响^[14]。②替换被解释变量,采用混合方向性距离函数模型和非期望超效率GML指数重新核算农业碳全要素生产率增长,然后进行SDM回归^[36]。③替换核心解释变量,使用单位播种面积的农业服务业产值替代核心解释变量进行回归^[19]。④更换空间权重矩阵,采用经济距离矩阵重新进行回归^[85]。将稳健性检验结果(表7)与基准回归结果(表5)对比,发现无论是直接效应、间接效应还是总效应,核心解释变量仍对被解释变量具有显著的正向影响,这表明研究结论具有稳健性。

表7 稳健性检验

检验方式	核心解释变量	控制变量	矩阵	直接效应	间接效应	总效应
变量缩尾处理	Service	控制	W(邻接)	0.270** (0.091)	0.925*** (0.175)	1.195*** (0.185)
			W(距离)	0.309** (0.092)	2.341*** (0.472)	2.649*** (0.460)
替换被解释变量	Service	控制	W(邻接)	1.190*** (0.184)	0.702* (0.323)	1.893*** (0.341)
			W(距离)	1.170*** (0.181)	2.234** (0.793)	3.403*** (0.777)
替换核心解释变量	Service	控制	W(邻接)	0.644*** (0.130)	0.875** (0.272)	1.519*** (0.280)
			W(距离)	0.719*** (0.127)	1.830** (0.543)	2.549*** (0.530)
更换空间权重矩阵	Service	控制	W(经济)	0.711*** (0.084)	0.640** (0.209)	1.351*** (0.228)

6. 异质性分析

参考罗明忠等^[10]的研究,结合国家统计局对我国经济地带的划分^①,分别对东部、中部、西部和东北部地区,以及粮食主产区、粮食主销区和产销平衡区进行分组回归,以探讨农业社会化服务对农业碳全要素生产率增长影响的区域异质性,结果分别见表8和表9。

从表8的区域分组回归结果来看,农业社会化服务对农业碳全要素生产率增长的影响在不同经济地带存在显著差异。具体而言,农业社会化服务对农业碳全要素生产率增长的直接正向影响主要

表8 划分4大经济地带的异质性分析

变量	W(邻接)				W(距离)			
	东部	中部	西部	东北部	东部	中部	西部	东北部
Service	0.378** (0.136)	-0.176 (0.170)	0.101 (0.259)	1.464*** (0.381)	0.551*** (0.096)	-0.206 (0.172)	-0.250 (0.198)	1.225** (0.376)
W×Service	0.042 (0.213)	0.132 (0.255)	2.139** (0.670)	1.355 (0.989)	0.922** (0.317)	0.281 (0.271)	4.765*** (0.772)	0.013 (0.754)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	180	108	198	54	180	108	198	54
R ²	0.452	0.335	0.435	0.527	0.312	0.316	0.569	0.521

① 参见:国家统计局《经济地带是如何划分的?》。https://www.stats.gov.cn/hd/lyzx/zxgk/202405/t20240524_1953711.html.

表9 划分3大粮食功能分区的异质性分析

变量	W(邻接)			W(距离)		
	粮食主产区	粮食主销区	产销平衡区	粮食主产区	粮食主销区	产销平衡区
<i>Service</i>	0.331*** (0.084)	0.896*** (0.152)	0.066 (0.363)	0.430*** (0.073)	0.953*** (0.131)	0.427 (0.225)
$W \times Service$	0.244 (0.153)	0.733*** (0.166)	2.261** (0.685)	1.011** (0.305)	0.940*** (0.205)	4.933*** (1.003)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	234	126	180	234	126	180
R^2	0.748	0.614	0.427	0.703	0.780	0.593

体现在东部地区和东北部地区。这一结果可以从地理和经济两方面因素进行解释。首先,从地理因素来看,我国地势呈三级阶梯式分布,东部和东北部地区相比于西部和中部地区地形更加平坦,这种地理条件为农业生产的规模化和农业社会化服务的布局和发展提供了天然优势^[10]。平坦的地形条件降低了农业机械化作业的难度,为大型农机操作和大规模连片作业创造了理想条件。在同等条件下,机械化作业能够覆盖的面积更广、效率更高,从而能够显著提升农业生产效率,降低能源消耗和碳排放强度,进而促进农业碳全要素生产率增长。其次,从经济因素来看,我国东部和东北部地区经济发展水平普遍高于中西部地区,在基础设施建设、资金、技术和市场等方面具有显著优势,为农业社会化服务的发展和高效运转提供了坚实基础。例如,东部地区凭借其发达的经济条件和市场化程度,能够快速引入和推广先进的农业技术和管理模式,同时通过完善的市场网络实现农业生产资料的优化配置和农产品的高效流通。东北部地区则依托其丰富的农业资源和较高的农业机械化水平,形成了规模化、集约化的农业生产模式。通过提供综合性的农业生产支持,东部和东北部地区农业社会化服务的发展显著提高了农业生产效率和效益,有效推动了农业碳全要素生产率增长。

农业社会化服务对农业碳全要素生产率增长的正向空间溢出效应主要体现在西部地区,即西部地区省份农业社会化服务的发展有利于促进其邻近省份农业碳全要素生产率的增长。首先,相较于其他地区,西部地区在农业发展、基础设施建设和科技应用等方面相对滞后,因其基础薄弱反而具备较大提升空间。本地农业社会化服务的发展对周边省份的辐射能够在短时间内显著改善其农业生产条件,通过先进的技术支持、高效的机械化服务以及科学的管理模式,快速提升其农业生产的效率^[37]。其次,农业社会化服务的发展促进了区域内现代农业知识和信息的交流与共享。西部地区省份通过加强与邻近省份在农业生产技术、管理经验以及市场信息等方面的互动与合作,形成了正向的外溢效应,有利于促进区域整体的农业碳全要素生产率增长。

从表9的粮食功能区分组回归结果来看,农业社会化服务对各功能区农业碳全要素生产率增长的影响也存在异质性。具体而言,农业社会化服务对农业碳全要素生产率增长的直接正向影响主要体现在粮食主产区和粮食主销区,产销平衡区的影响不显著。可能的原因是:①为了保障粮食安全,国家为粮食主产区提供了更多的财政投入和政策支持,使得该地区农业社会化服务发展速度较快、覆盖面更广,如农业机械化水平的飞速提升以及先进农业科技的优先推广和应用等,有效促进了该地区农业碳全要素生产率水平的提升^[10]。②粮食主销区主要位于人口密集的城市和经济发达地区,农业社会化服务通过及时捕捉市场信息,优化农产品从田间到餐桌的供应链管理,帮助农户根据市场需求及时调整生产行为,减少投入损耗,从而有利于提升农业碳全要素生产率。③产销平衡区受限于经济发展水平,农业社会化服务的发展规模和效率面临一定制约,致使其在推动农业碳全要素生产率增长方面的作用较为有限,难以充分释放资源优化配置、技术创新和低碳转型的潜力。

农业社会化服务对农业碳全要素生产率增长的正向空间溢出效应主要体现在粮食主销区和产销平衡区。产销平衡区省份全部位于西部地区,其正向空间溢出效应已在上文进行了阐释,在此不

再赘述。而粮食主销区农业社会化服务对农业碳全要素生产率增长正向空间溢出效应的原因主要在于技术创新和市场联动。首先,粮食主销区因其地理优势和经济条件成为农业技术和知识的集散地,这些区域更容易吸引先进农业科技公司和优秀农业社会化服务组织的进入,最新知识和技术创新的广泛传播产生了显著的空间溢出效应。其次,粮食主销区的市场需求不仅直接影响当地的农业生产,还能通过社会化服务组织的市场信息共享机制辐射到周边省份。信息的快速传播和便利的交通条件促使邻近省份的企业和农户能够在区域范围内进行生产资源的优化配置,及时调整农业生产以快速响应市场需求。这不仅有利于农业生产效率和效益的提升,也有利于农业生产的低碳化和可持续发展,从而有效促进农业碳全要素生产率增长。

四、研究结论与政策启示

在中国农业现代化建设及“双碳”目标下,深入探究农业社会化服务对农业低碳发展的影响具有重要的理论与现实意义。文章核算了2003—2020年中国30个省(市、区)的农业碳全要素生产率增长,利用SDM考察了农业社会化服务对农业碳全要素生产率增长的影响及其空间溢出效应,并采用GS2SLS方法处理了内生性问题,最后进行了区域异质性分析。研究结果表明:

(1)2003—2020年中国农业碳全要素生产率年均增长2.3%,主要由前沿技术进步驱动,增长率为2.27%。进一步按照时间变化特征,可将该增长过程划分为2003—2010年与2011—2020年两个阶段,前者围绕数值1.0上下波动,后者呈稳定增长态势。

(2)在空间邻接矩阵和地理距离矩阵下,农业社会化服务均对农业碳全要素生产率增长具有显著的正向直接影响与正向空间溢出效应,这种影响在内生性检验与稳健性检验后依然显著。从控制变量结果看,财政支农水平、城镇化水平、农业结构调整正向影响农业碳全要素生产率增长,农业机械化水平和农作物受灾程度具有负向影响;农业机械化水平对邻近省份的农业碳全要素生产率增长具有显著的正向空间溢出效应,城镇化水平和农村基础教育水平则具有负向空间溢出效应。

(3)农业社会化服务对农业碳全要素生产率增长的影响具有明显的区域异质性。划分4大经济地带回归的结果表明,农业社会化服务对农业碳全要素生产率增长的直接正向影响主要在东部和东北部地区,而正向空间溢出效应在西部地区更突出。划分3大粮食功能分区回归的结果表明,农业社会化服务对农业碳全要素生产率增长的直接正向影响表现在粮食主产区和主销区,正向空间溢出效应则更显著地体现在粮食主销区和产销平衡区。

基于上述研究结论,可得出如下政策启示:①应进一步加强中国农业社会化服务体系建设。包括:改善农村地区交通、水利、电力等基础设施建设,为农业社会化服务的展开提供良好的物理条件;加大财政支持和补贴力度,用税收优惠激励更多社会资本进入,形成多元化的资金来源,促进农业社会化服务的可持续发展;利用互联网、物联网和大数据等现代信息技术建立在线服务平台,实现农业社会化服务的数字化和智能化管理;制定科学的评估标准,对农业社会化服务质量进行监督,增强服务的透明度和信任度,确保服务的高效性和普惠性等。②鼓励区域间、省份间合作与信息共享,充分发挥农业社会化服务的正向空间溢出效应。通过构建区域协作机制、搭建信息共享平台以及促进先进科学技术的传播与应用等,推动地区和省份间资源共享与优势互补,实现知识、技术、资本和人才等要素的自由流动与优化配置,进而带动区域整体农业碳全要素生产率的提升。③根据地域特征和农业发展的实际需要,制定差异化的农业社会化服务发展策略。例如,为东部地区和东北部地区以及粮食主产区和主销区的农业社会化服务发展提供更多的政策支持,通过财政补助、税收减免和金融支持等手段,推动各类农业社会化服务组织发展。同时,加大公共服务在先进种植技术指导、品种改良和耕地保护等方面的投入,整合和优化资源配置,提升农业碳全要素生产率和效益。对于西部地区以及产销平衡区,应鼓励区域内邻近省份间的协作与信息交流,促进先进知识、科技和管理经验等的传播与学习,提升区域整体农业低碳发展水平。

参 考 文 献

- [1] 张俊飏,何可.“双碳”目标下的农业低碳发展研究:现状、误区与前瞻[J].农业经济问题,2022(9):35-46.
- [2] 祝福云,师宇星.碳全要素生产率、经济增长与低碳发展分析——基于黄河流域58个地级市的证据[J].干旱区资源与环境,2024,38(1):52-59.
- [3] 郭晓鸣,温国强.农业社会化服务的发展逻辑、现实阻滞与优化路径[J].中国农村经济,2023(7):21-35.
- [4] 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(4):53-61.
- [5] 伍骏骞,方师乐,李谷成,等.中国农业机械化发展水平对粮食产量的空间溢出效应分析——基于跨区作业的视角[J].中国农村经济,2017(6):44-57.
- [6] 高鸣,宋洪远.粮食生产技术效率的空间收敛及功能区差异——兼论技术扩散的空间涟漪效应[J].管理世界,2014(7):83-92.
- [7] 张梦玲,童婷,陈昭玖.农业社会化服务有助于提升农业绿色生产率吗?[J].南方经济,2023(1):135-152.
- [8] 王翌秋,徐丽,曹蕾.“双碳”目标下农业机械化与农业绿色发展——基于绿色全要素生产率的视角[J].华中农业大学学报(社会科学版),2023(6):56-69.
- [9] 李翠霞,许佳彬,王洋.农业绿色生产社会化服务能提高农业绿色生产率吗[J].农业技术经济,2021(9):36-49.
- [10] 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(4):58-68.
- [11] 程永生,张德元,汪侠.农业社会化服务的绿色发展效应——基于农户视角[J].资源科学,2022,44(9):1848-1864.
- [12] 田云,张俊飏.中国农业生产净碳效应分异研究[J].自然资源学报,2013,28(8):1298-1309.
- [13] 韩海彬,杨冬燕.农业产业集聚对农业绿色全要素生产率增长的空间溢出效应研究[J].干旱区资源与环境,2023,37(6):29-37.
- [14] 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(2):54-67.
- [15] 高恩凯,朱建军,郑军.农业社会化服务对化肥减量的影响——基于全国31个省区面板数据的双重检验[J].中国生态农业学报(中英文),2023,31(4):632-642.
- [16] 张培文.社会化服务对农业环境技术效率的影响研究[D].南昌:江西财经大学,2021.
- [17] 杨子,饶芳萍,诸培新.农业社会化服务对土地规模经营的影响——基于农户土地转入视角的实证分析[J].中国农村经济,2019(3):82-95.
- [18] 张永奇,单德朋.县域数字经济、农业社会化服务与小农户受益——基于宏微观数据的经验考察[J].上海财经大学学报,2024,26(1):94-107.
- [19] 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(5):93-107.
- [20] 陈义媛.农业社会化服务与小农户的组织化:不同服务模式的比较[J].中国农业大学学报(社会科学版),2024,41(1):48-64.
- [21] 武舜臣,陆雪娇,黄帅金.农业生产托管项目何以取得成效——基于政策执行视角的审视[J].中国农村观察,2021(5):110-127.
- [22] 芦千文,韩馥冰.农业生产性服务业:世界历程、前景展望与中国选择[J].世界农业,2023(5):32-43.
- [23] 田云,尹恣昊.技术进步促进了农业能源碳减排吗?——基于回弹效应与空间溢出效应的检验[J].改革,2021(12):45-58.
- [24] 宦梅丽,戴瑶.农机服务、技术引入与中国粮食生产技术效率[J].商业研究,2023(2):145-152.
- [25] 安慧,汪永豪,安敏,等.长江经济带沿线城市水资源绿色效率及节水减排潜力时空演变[J].长江流域资源与环境,2023,32(4):692-705.
- [26] 刘艺,李谷成,叶锋.中国种植业碳全要素生产率增长核算、动态演进与空间溢出[J].中国农业资源与区划,2024,45(6):37-48.
- [27] ELHORST J P. Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels[M]. Berlin: Springer, 2014.
- [28] 黄伟华,祁春节,黄炎忠,等.财政支农投入提升了农业碳生产率吗?——基于种植结构与机械化水平的中介效应[J].长江流域资源与环境,2022,31(10):2318-2332.
- [29] 杨秀玉,乔翠霞.农业产业集聚对农业碳生产率的空间溢出效应——基于财政分权的调节作用[J].中国人口·资源与环境,2023,33(2):92-101.
- [30] 赵小磊,李雪梅,赵庆先.新能源汽车推广降低了碳排放吗?——基于空间溢出效应的视角[J].干旱区资源与环境,2024,38(2):1-8.
- [31] 田云,卢奕亨.中国省域新型城镇化与农业碳排放效率的耦合协调关系[J].华中农业大学学报(社会科学版),2023(4):33-46.
- [32] 高晶晶,史清华.中国农业生产方式的变迁探究——基于微观农户要素投入视角[J].管理世界,2021,37(12):124-134.
- [33] 方师乐,卫龙宝,伍骏骞.农业机械化的空间溢出效应及其分布规律——农机跨区服务的视角[J].管理世界,2017(11):65-78,187-188.
- [34] 程琳琳,张俊飏,何可.多尺度城镇化对农业碳生产率的影响及其区域分异特征研究——基于SFA、E指数与SDM的实证[J].中南大学学报(社会科学版),2018,24(5):107-116.
- [35] 邵帅,范美婷,杨莉莉.经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J].管理世界,2022,38(2):46-69,4-10.
- [36] 杨皓然,吴群.碳排放视角下的江苏省土地利用转型生态效率研究——基于混合方向性距离函数[J].自然资源学报,2017,32(10):1718-1730.

[37] 唐望,彭柳林,周发明.农业生产性服务对县域产业结构升级的影响——来自准自然实验的证据[J].世界农业,2023(11): 115-124.

Impact of Agricultural Socialized Services on the Growth of Agricultural Carbon Total Factor Productivity

LIU Yi, LI Gucheng, LI Lianjun

Abstract The low-carbon development of agriculture is of great significance for promoting high-quality agricultural development and ecological civilization construction. Based on the measured data of agricultural carbon emissions and carbon sinks from 30 provinces (cities and districts) in mainland China from 2003 to 2020, this study employs a spatial Durbin model to analyze the direct impact of agricultural socialized services on the growth of agricultural carbon total factor productivity and its spatial spillover effects. It was found that from 2003 to 2020, the average annual growth rate of agricultural carbon total factor productivity in China was 2.3%, with a contribution rate of 2.27% from advancement in frontier technology. Moreover, under both spatial adjacency matrix and geographic distance matrix, agricultural socialized services have a significant positive direct impact effect on the growth of agricultural carbon total factor productivity, as well as positive spatial spillover effect. Specifically, the direct impact is evident in the eastern and northeastern regions, as well as in major grain production and sales areas, while the spatial spillover effect is manifested in the western region, as well as the major grain sales and balance area. Accordingly, it is recommended to further strengthen the construction of agricultural socialized service system in China, promote cooperation and information sharing among regions and provinces, and at the same time formulate differentiated strategies for the development of agricultural socialized services, taking into account the regional characteristics and the actual needs of agricultural development.

Key words agricultural socialized services; agricultural carbon emissions; agricultural carbon sinks; total factor productivity; spatial Durbin model

(责任编辑:陈万红)