

doi:10.3969/j.issn.1672-626x.2023.04.007

绿色科技创新对农业绿色全要素 生产率的影响分析

——基于长江经济带省域面板数据的检验

张婧茹^{1,2},任严岩³

(1. 阜阳师范大学 信息工程学院,安徽 阜阳 236000;2. 德拉萨大学 工商管理与会计学院,菲律宾 甲米地 999005;
3. 新疆财经大学 经济学院,乌鲁木齐 830000)

摘要:以2009—2021年长江经济带省域面板数据为基础,采用空间杜宾模型、内生增长数理模型,运用动态最优化分析方法及中介效应模型探究绿色科技创新是否对长江经济带农业绿色全要素生产率产生影响,并分析其影响路径。研究表明:绿色科技创新可以促进长江经济带农业绿色全要素生产率的提升,直接效应为正,但间接效应不显著;良好的财政政策可以引导农业生产良性发展;农村教育程度越高,越有助于农业绿色全要素生产率的提升;产业结构完善和优化受绿色科技创新的影响,且对农业绿色全要素生产率的提升形成部分中介作用。

关键词:长江经济带;绿色科技创新;绿色全要素生产率;空间杜宾模型;动态最优化;农业

中图分类号:F323;X71

文献标志码:A

文章编号:1672-626X(2023)04-0080-12

一、引言

农业是人类生存与发展的支撑,也是一国发展的根本,传统农业发展动能来源于劳动力、土地等初始资源禀赋,科技创新则是驱动现代农业发展的主要动能^[1],农业绿色全要素生产率需要科技创新的推动。依据新古典经济增长理论,要素投入是不可持续的经济增长方式,技术进步是维持经济长期增长的动力之一^[2]。目前,我国传统农业与现代技术结合,生产效率得到提高,农产品产量增加,农民的收入增加,但仍存在农业技术水平较低、科技创新能力不足、农产品竞争力不强等问题,与此同时,产能过剩、资源浪费、环境恶化等深层次矛盾仍凸显。

2011年公布的《全国主体功能区规划》中提出,长江流域主产区是我国重要的农产品主产区之一,在我国农业发展格局中占据重要战略地位。2017年党的十九大报告明确指出需要全方位加强农业绿色发展,从

收稿日期:2023-01-30

基金项目:国家自然科学基金项目(72064035);安徽省教育厅人文社会科学研究重点项目(2022AH052811);阜阳师范大学信息工程学院人文社会科学研究项目(FXG2020SY01);校级青年人才重点项目(RCXM202115)

作者简介:张婧茹(1988-),女,安徽阜阳人,阜阳师范大学信息工程学院助教,德拉萨大学(De La Salle University)工商管理与会计学院博士研究生,研究方向为产业经济发展与企业管理;通讯作者任严岩(1986-),女,河南周口人,新疆财经大学经济学院博士研究生,研究方向为区域经济发展。

国家战略角度出发突出农业绿色发展的重要性。2020年习近平总书记在全面推动长江经济带发展座谈会上,强调贯彻落实党的十九届五中全会精神,推动长江经济带高质量发展。2020年《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》将提高资源利用效率和生态环境改善作为基本国策。2022年习近平总书记在中央农村工作会议上指出,我国加快建设农业强国需要坚持“双轮驱动”,即科技与改革双轮并进。从整体角度出发,农业农村发展涉及内容较多,需要形成全新的战略方向^[3]。创新是农业农村全方位发展的驱动力,需要全方位展现科技创新为农村建设带来的积极影响,全面呈现引领效果^[4]。

本文采用空间杜宾模型、内生增长数理模型,运用动态最优化分析方法及中介效应模型探究绿色科技创新是否对长江经济带农业绿色全要素生产率产生影响,分析其影响路径,并由此提出促进长江经济带提升农业绿色全要素生产率的建议。

二、文献综述

学术界对于绿色科技创新能否促进农业绿色全要素生产率的提高进行了大量研究,现阶段关于绿色科技创新与农业绿色全要素生产率的文献可以归纳为以下方面:

一是关于绿色科技创新的作用。Wang等(2020)^[5]研究表明绿色科技创新可以降低化石能源消费对环境产生的负向影响。许可等(2021)^[6]以省级行政区域为研究对象,根据国际专利分类表(IPC)的专利分类号信息测算绿色科技创新;发现绿色科技创新具有环境友好型的特点,绿水青山的建设离不开绿色科技的基础支撑作用。刘贝贝等(2021)^[7]提出绿色科技创新在黄河流域高质量发展中起到重要推进作用。何伟军等(2022)^[8]选择长江经济带作为研究对象,研究表明人力资本积累可提高全要素碳排放效率,并且绿色科技创新在这一过程中起到部分中介作用。

二是关于区域绿色科技创新效率的评价。孙中瑞等(2022)^[9]采用超效率SBM模型对中国绿色科技创新效率进行测算,并基于引力模型构建空间关联网,结果表明中国绿色科技创新效率整体存在波动增长的趋势。许晓冬等(2022)^[10]通过建立评价体系评价中国区域绿色科技创新能力,结果表明东部地区绿色科技创新水平较高而西部地区绿色科技创新水平略显不足。

三是关于影响绿色科技创新的因素。Xu等(2023)^[11]研究表明绿色科技创新受异质性环境标准的影响:清洁生产标准对绿色科技创新有显著的促进作用,但污染排放标准显著抑制了绿色科技创新。Guo等(2022)^[12]研究表明,消费者的情绪波动对制造商的绿色科技创新起着关键作用。康凯等(2023)^[13]研究环境规制变量与碳排放变量对绿色科技创新的影响。

四是关于农业绿色全要素生产率测算的研究。郭海红等(2020)^[14]基于“资源-能源-经济-环境”构建农业绿色全要素生产率理论分析框架,利用改进的EBM模型并结合ML指数从静态和动态视角进行测算。刘亦文等(2021)^[15]利用非期望MinDS超效率-MetaFrontier-Malmquist模型测算农业绿色全要素生产率。刘帅等(2022)^[16]选择黄河流域为研究对象,利用SBE模型测算农业绿色全要素生产率;王亚飞等(2022)^[17]选择全国作为研究对象,利用SBM-ML模型测算农业绿色全要素生产率。

五是关于影响农业绿色全要素生产率因素的研究。孙淑惠等(2022)^[18]研究认为数字乡村可以促进农业绿色全要素生产率的提升,但作用只限于当地区域。同样,物流业集聚也能够促进农业绿色全要素生产率提升,但作用也只限于当地区域^[19]。王亚飞等(2022)^[20]研究认为,农旅产业协同集聚能促进农业绿色全要素生产率提升。杨秀玉等(2023)^[21]研究农产品贸易变量对农业绿色全要素生产率的影响,发现农产品贸易与农业绿色全要素生产率之间存在倒U型的关系。金绍荣等(2023)^[22]研究人口老龄化变量对农业绿色全要素生产率的影响,结果显示,虽然人口老龄化能够促进农业绿色全要素生产率提升,但人口老龄化对农业绿色

全要素生产率的促进作用存在明显的区域差异,在西部与粮食产量较为丰富的地区该促进作用较为显著。

综合看来,虽然有很多学者研究绿色科技创新以及农业绿色全要素生产率,但仍存在研究较为缺乏的部分:首先,长江流域主产区作为农业的重点区域,学者们对该区域农业绿色全要素生产率的研究仍较为缺乏;第二,目前关于绿色科技创新对农业绿色全要素生产率的影响研究较为缺乏,更多的是基于定性研究,对于其影响路径缺乏严谨的实证支持。

与已有研究相比,本文拟从以下三个方面进行改进:一是利用长江经济带2009—2021年的面板数据,检验绿色科技创新对农业绿色全要素生产率的作用效果;二是在既往研究的基础上,尝试将绿色科技创新引入内生增长数理模型,运用动态最优化分析方法求解绿色科技创新与农业绿色全要素生产率的逻辑关系;三是利用中介效应模型剖析绿色科技创新影响长江经济带农业绿色全要素生产率的传导路径。

三、研究设计

这部分将进行研究设计的论述,为后续模型的检验提供理论支持;该论述一共分为两个部分:一是采用考虑空间因素的空间计量模型的构建,二是模型变量的选择与计算说明。

(一)模型的构建

本文参考张桅等(2020)^[23]的权重矩阵计算方法,结合两种权重矩阵完成空间计量。一是地理距离矩阵(W^G)。地理距离矩阵能够分析两个地区之间对应的地理距离,并以此为基础获得具体权重。二是经济距离矩阵(W^E)。本文基于不同区域人均GDP,通过计算获得两个地区的人均GDP差值,在引入绝对值倒数的概念后完成权重设置。Moran's I指数法是主流分析空间自相关性的应用方法,本文采取该方法进行探讨。

由于地区的经济增长并非独立存在,其不仅受本地区经济活动政策等方面的影响,还受临近地区经济活动的影响,因此本文采用考虑空间因素的空间杜宾模型(SDM),SDM模型由空间滞后模型(SAR)与空间误差模型(SEM)两种模型结合而成,代表性更强。SDM模型公式具体如下:

$$AGTFP_{it} = C_{it} + \gamma \sum_j W_{ij}^G AGTFP_{jt} + \alpha_i \ln AGR_{it} + \phi \sum_j W_{ij}^G \ln AGR_{jt} + \beta_i \ln X_{it} + \phi' \sum_j W_{ij}^G \ln X_{jt} + \mu_i + \rho_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$AGTFP_{it} = C_{it} + \gamma \sum_j W_{ij}^E AGTFP_{jt} + \alpha_i \ln AGR_{it} + \phi \sum_j W_{ij}^E \ln AGR_{jt} + \beta_i \ln X_{it} + \phi' \sum_j W_{ij}^G \ln X_{jt} + \mu_i + \rho_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

在上述公式中, C 属于常数项, ε 属于扰动项; i 和 t 意为空间和时间; μ_i 表示空间特定效应, ρ_i 表示时间特定效应; γ 反映模型空间自回归系数,能够呈现邻近单元变量形成的变量影响,为模型运行创造条件; ϕ 和 ϕ' 表示在形成地区观测值时,获得其他不同地区自变量的具体影响系数; α 和 β 分别表示绿色科技创新系数和其他解释变量系数。

本文借鉴Lesage等(2009)^[24]的研究,采用偏微分法将农业绿色全要素生产率的空间溢出效应分解为直接效应、间接效应及总效应。具体而言,直接效应代表本地解释变量对本地农业绿色全要素生产率的影响;间接效应代表本地解释变量对临近地区农业绿色全要素生产率的影响;总效应代表本地解释变量对整个区域农业绿色全要素生产率的影响。偏微分法的具体公式如下:

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial E(Y_1)}{\partial X_1} & \frac{\partial E(Y_1)}{\partial X_n} \\ \frac{\partial E(Y_n)}{\partial X_1} & \frac{\partial E(Y_n)}{\partial X_n} \end{bmatrix} = (I - \gamma W)^{-1} \begin{bmatrix} \theta_k & W_{12} \delta_k \dots & W_{1n} \delta_k \\ W_{21} \delta_k & \theta_k \dots & W_{2n} \delta_k \\ W_{n1} \delta_k & W_{n2} \delta_k & \theta_k \end{bmatrix} \quad (3)$$

在上述公式中, γ 表示空间自回归系数,其中矩阵对角线元素呈现出的平均值能够反映出直接效应,即本区域自变量对于农业绿色全要素生产率发展的影响,矩阵非对角线元素呈现出的平均值能够反映出间接效应,即本区域自变量对周边区域农业绿色全要素生产率的影响,两者之和表示总效应。

(二)变量选取与计算说明

被解释变量:农业绿色全要素生产率(AGTFP)。本文选取指标与计算过程参考郭海红等(2020)^[14]、李健旋(2021)^[25],并选用改进的EBM模型和Malquist-Luenberger指数(ML指数)测度农业绿色全要素生产率。改进的EBM模型即在原EBM基础上扩展为包含非期望产出的EBM模型,如下:

$$\sigma^* = \min \frac{\phi - v_x \sum_{i=1}^m \frac{\omega_i^+ s_i^-}{x_{i0}}}{\zeta + v_y \sum_{r=1}^s \frac{\omega_r^+ s_r^+}{y_{r0}} + v_b \sum_{p=1}^m \frac{\omega_p^b s_p^{b^-}}{x_{i0}}}$$

$$s.t. \begin{cases} \sum_{j=1}^n x_{ij} \lambda_j + s_i^- - \phi x_{i0} = 0, & i = 1, \dots, m, \\ \sum_{j=1}^n y_{rj} \lambda_j - s_r^+ - \zeta y_{r0} = 0, & r = 1, \dots, s, \\ \sum_{j=1}^n b_{pj} \lambda_j + s_p^{b^-} - \zeta b_{p0} = 0, & i = 1, \dots, m, \end{cases} \quad (4)$$

$$(\lambda_j \geq 0, s_i^- \geq 0, s_r^+ \geq 0, s_p^{b^-} \geq 0)$$

在上述公式中, σ^* 反映EBM模型在测度DEA时形成的最优效率值;在公式计算中, ϕ 意为在径向环境下形成的效率值; s_i^- 意为在非径向环境下第 i 种相关投入要素对应的松弛量; (x_{i0}, y_{r0}) 意为第0个DMU对应的投入产出向量数值; ω_r^+ 、 ω_p^b 各表示 r 期望产出和 p 非期望产出; ω_i 意为第 i 种相关投入要素对应的权重,可以表明 i 的重要性,且符合 $\sum_{i=1}^m \omega_i = 1$; v_x 意为同时满足径向变动比例、非径向松弛向量的相关核心参数,数值范围为不小于0且不大于1; b_{p0} 意为模型中第0个省份对应出现的第 p 种非期望产出。ML指数计算公式如下:

$$ML_{t,t-1} = \left[\frac{1 + D_0^t(x_i^{t,t}, y_i^{t,t}, b_i^{t,t}; y_i^{t,t}, -b_i^{t,t})}{1 + D_0^{t+1}(x_i^{t,t+1}, y_i^{t,t+1}, b_i^{t,t+1}; y_i^{t,t+1}, -b_i^{t,t+1})} \times \frac{1 + D_0^{t+1}(x_i^{t,t}, y_i^{t,t}, b_i^{t,t}; y_i^{t,t}, -b_i^{t,t})}{1 + D_0^{t+1}(x_i^{t,t+1}, y_i^{t,t+1}, b_i^{t,t+1}; y_i^{t,t+1}, -b_i^{t,t+1})} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (5)$$

本文对农业绿色全要素生产率做出分析计算,用ML指数反映,在实际操作中可做出分解,其中GEC表示效率变化指数,GTC表示进步变化指数,即:

$$GEC_{t,t+1} = \left[\frac{1 + D_0^t(x_i^{t,t}, y_i^{t,t}, b_i^{t,t}; y_i^{t,t}, -b_i^{t,t})}{1 + D_0^{t+1}(x_i^{t,t+1}, y_i^{t,t+1}, b_i^{t,t+1}; y_i^{t,t+1}, -b_i^{t,t+1})} \right] \quad (6)$$

$$GTC_{t,t+1} = \left[\frac{1 + D_0^{t+1}(x_i^{t,t+1}, y_i^{t,t+1}, b_i^{t,t+1}; y_i^{t,t+1}, -b_i^{t,t+1})}{1 + D_0^t(x_i^{t,t+1}, y_i^{t,t+1}, b_i^{t,t+1}; y_i^{t,t+1}, -b_i^{t,t+1})} \times \frac{1 + D_0^{t+1}(x_i^{t,t}, y_i^{t,t}, b_i^{t,t}; y_i^{t,t}, -b_i^{t,t})}{1 + D_0^t(x_i^{t,t+1}, y_i^{t,t+1}, b_i^{t,t+1}; y_i^{t,t+1}, -b_i^{t,t+1})} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (7)$$

$$GML_{t,t+1} = GEC_{t,t+1} \times GTC_{t,t+1} \quad (8)$$

当GML>1时表示AGTFP提高,当GML<1时表示AGTFP下降。投入指标包括农业从业人员、农业播种面积、农用机械总动力、化肥施用量、农药、农膜;期望产出为第一产业GDP;非期望产出包含总磷排放、总氮排放、面源污染、二氧化碳排放。

核心解释变量:绿色科技创新(AGR)。本文参考陈琼娣等(2009)^[26]的观点,认为绿色科技创新应具有专利属性,并在刘在洲等(2021)^[27]的指标选取基础上加以改进,改进后的指标更侧重对农业领域绿色科技创新的分析,并分别梳理与农业经济建设有关的绿色发明专利、实用新型专利等用于测算。数据根据IPC分类号在中国知识产权局整理得出。

控制变量:参考已有文献,从经济发展、产业发展、创新发展三个角度进行指标选取。经济发展:财政投入水平(FE)、收入分配(IND);产业发展:外贸依存度(TRA)、农业结构(INS);创新发展:农业机械化水平(ML)、农村教育程度(RE)。

财政投入水平(FE):反映不同区域农林水事务预算在当地预算总额中所占比例。农业财政投入所形成的作用往往存在滞后性,因此可选定滞后一期对应的财政收入为一项解释变量^[28]。

收入分配(IND):反映城乡民众收入差距。数值越高则表明当地政府对于农村地区建设、农业经济发展的缺乏足够关注,或当地农业资源存在禀赋差的特点;农业从业人员为增多自身收入,会忽视外部问题^[29]。由此可见,收入分配对于农业绿色全要素生产率可能会形成负影响,需在后阶段加以关注。

外贸依存度(TRA):通过当地农产品进出口市场交易规模和农业产业生产总值之间的比值测算。从整体角度而言,农业发展环境受农产品贸易的影响^[30]。

农业结构(INS):通常通过种植业生产规模在农林渔牧业生产规模中所占比例测算,且数值越大,表明产业集聚度越明显。预计农业结构可对农业绿色全要素生产率形成积极影响。

农业机械化水平(ML):以单位播种面积上的农业机械总动力呈现。ML提升会引发温室气体排放增多,但同时也能够提升农业作业效率。

农村教育程度(RE):用各省市农村平均受教育年限表示。平均教育年限=(文盲数×1+小学学历人数×6+初中学历人数×9+高中和中专学历人数×12+大专及以上学历人数×16)/6岁以上人口总数。可以通过教育培训提升农民掌握新技术的能力,从而提高农业绿色全要素生产率。

表1给出了本文各变量的描述性统计结果,其中农业绿色全要素生产率的最大值为1.227,最小值为0.881,说明各省份之间农业绿色全要素生产率存在较大差异,这与区域间的要素禀赋等因素有关。绿色科技创新的最大值为7.425,最小值为2.398,同样说明各省份之间绿色科技创新水平存在较大差异。财政投入水平的最大值为0.184,最小值为0.036,整体来看各省份的财政投入水平相对较低。收入分配的最大值为4.281,最小值为2.014,说明各省份的收入差距同样存在一定的差异。

考虑长江流域主产区的规划时间,文章采用2009—2021年中国长江经济带11个省市对应的面板数据信息做出分析。表1中的各项指标对应数据信息主要来自于《中国环境统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国农村统计年鉴》、各省市统计年鉴。这些文件均为官方权威信息资料,缺失部分采用插值法填补。

表1 描述性统计

变量	名称	符号	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	农业绿色全要素生产率	AGTFP	1.098	0.068	0.881	1.227
核心解释变量	绿色科技创新	LNAGR	4.870	1.101	2.398	7.425
控制变量	财政投入水平	FE(-1)	0.107	0.030	0.036	0.184
	收入分配	IND	2.711	0.509	2.014	4.281

表1 描述性统计(续)

变量	名称	符号	平均值	标准差	最小值	最大值
控制变量	外贸依存度	TRA	0.711	2.036	0.015	11.86
	农业结构	INS	0.545	0.079	0.416	0.928
	农业机械化水平	ML	0.544	0.208	0.251	1.071
	农村教育程度	RE	7.479	0.530	6.170	8.566

四、空间杜宾模型检验

(一)空间自相关性检验

在空间计量模型架构和运行前,需要明确空间自相关,若与空间自相关性有关的系数相对显著,则意味着研究对象并不以随机方式分布而具有空间相关的特点。通常可通过全局指标、局域指标表述空间自相关性,并以Moran's I指数做出探讨,本文采用stata15.0软件对2009—2021年被解释变量农业绿色全要素生产率AGTFP、绿色科技创新进行全局Moran's I指数计算,分析绿色全要素生产率的空间溢出效应,结果见表2和表3。

根据表2和表3可知,在地理距离矩阵和经济距离矩阵下,各年份的全局Moran's I指数均大于0,且大部分年份都显著,说明整体来看农业绿色全要素生产率较高的地区,其周边地区的农业绿色全要素生产率通常也较高,形成了高绿色全要素生产率的关联效应。这意味着样本中的任一区域农业绿色全要素生产率均与周边地区有关,且区位相近的区域对应的农业资源相似度也较高,有助于资金、技术、人才等交流。2009—2021年长江经济带各省市间农业绿色全要素生产率以及绿色科技创新相关性呈波动上升趋势,其中,2017年Moran's I最低,其原因在于,2017年我国全面推动经济高质量发展,各地区结合发展规划方案有序落实,长江经济带也在统筹资源、展现自身优势的过程中促进经济建设,农业发展体系更为成熟,长江经济带的空间依赖性逐渐减少,呈现减弱态势,整体看来仍在波动中增长。因此,在研究绿色科技创新对农业绿色全要素生产率的影响时,空间因素不可忽视,应当构建空间计量模型进行实证分析。

表2 农业绿色全要素生产率的Moran's I指数统计

年份	地理距离矩阵 W^G		经济距离矩阵 W^E	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Moran's I	Z(1)	Moran's I	Z(1)
2009	0.022**	2.190	0.046***	2.987
2010	0.152**	2.256	0.078**	2.182
2011	0.196***	2.902	0.228***	2.988
2012	0.017***	3.116	0.027***	3.595
2013	0.014***	3.245	0.026***	3.474
2014	0.065**	2.595	0.027**	2.367
2015	0.039*	1.730	0.099*	1.824
2016	0.143	1.498	0.114**	2.236
2017	0.040	1.443	0.214	1.512
2018	0.231**	1.973	0.309*	1.754
2019	0.233	1.395	0.086	0.929
2020	0.197	1.103	0.074	0.798
2021	0.212***	1.204	0.081	0.898

注:*,**、***分别代表在10%、5%、1%水平上显著相关,下表同。

表3 绿色科技创新的Moran's I指数统计

年份	地理距离矩阵 W^G		经济距离矩阵 W^E	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Moran's I	Z(1)	Moran's I	Z(1)
2009	0.065 [*]	1.839	0.220 ^{**}	2.390
2010	0.097 ^{**}	2.302	0.213 ^{***}	2.985
2011	0.209 ^{***}	3.435	0.150 ^{***}	3.288
2012	0.098 ^{**}	0.022	0.082 [*]	1.817
2013	0.111 ^{**}	0.013	0.088 ^{**}	2.072
2014	0.150 ^{***}	0.003	0.193 ^{***}	3.571
2015	0.138 ^{***}	0.009	0.141 ^{***}	3.234
2016	0.102 ^{***}	0.029	0.141 ^{**}	2.230
2017	0.056 [*]	0.089	0.142 ^{**}	2.236
2018	0.091 ^{**}	0.038	0.133 [*]	1.883
2019	0.143 ^{***}	0.003	0.182 ^{***}	3.521
2020	0.104 [*]	0.002	0.154 [*]	2.176
2021	0.121 ^{***}	0.003	0.169 ^{***}	2.679

(二)空间杜宾模型检验

本文基于stata15.0软件,对方程(1)、方程(2)做出模型估计,得到的结果在表4中呈现。

表4 空间杜宾模型回归结果

变量	地理距离矩阵 W^G	经济距离矩阵 W^E	变量	地理距离矩阵 W^G	经济距离矩阵 W^E
LNAGR	0.043 ^{***} (2.698)	0.044 ^{***} (3.808)	W*LNAGR	0.020 (0.290)	0.015 (0.450)
FE(-1)	0.655 ^{***} (3.074)	0.391 [*] (1.797)	W*FE(-1)	1.202 (1.343)	-0.742 (-1.197)
IND	-0.042 (-1.081)	0.013 (0.271)	W*IND	-0.255 ^{**} (-2.106)	-0.114 (-0.940)
TRA	0.012 (1.471)	0.011 [*] (1.769)	W*TRA	0.051 [*] (1.801)	0.029 [*] (1.664)
INS	0.012 (0.087)	0.127 (1.018)	W*INS	0.552 (0.962)	-0.118 (-0.493)
ML	-0.107 ^{**} (-2.335)	-0.056 (-1.230)	W*ML	-0.073 (-0.283)	-0.146 (-1.113)
RE	0.044 ^{***} (3.079)	0.048 ^{***} (3.303)	W*RE	0.074 (1.087)	0.052 (1.298)
rho	-0.933 ^{***} (-3.955)	-0.267 [*] (-1.957)			
sigma2-e	0.001 ^{***} (7.223)	0.001 ^{***} (7.698)			
R-squared	0.239	0.188			

注:括号内为T值,下表同。

就地理距离矩阵回归结果而言,绿色科技创新的回归系数为0.043,且在1%的水平下显著,即地区的绿色科技创新每提高1个百分点,其农业绿色全要素生产率会提高0.043个百分点。这说明各地区的绿色科技创新在提高本地农业绿色全要素生产率的同时,还会促进周边地区农业绿色全要素生产率的提升。由于绿色科技创新能够反映企业创造力、实用新型专利覆盖面等,这些均可以直接推动企业发展,因此各项成果在运用时均可能助推本区域农业绿色全要素生产率的提高。

农业机械化水平的回归系数在地理距离矩阵下为-0.107,且在5%的水平下显著,说明农业机械化水平每提高1个百分点,农业绿色全要素生产率会降低0.107个百分点。从结果来看,在目前的科技水平下,尽管提升农业机械化水平能够促进生产效率建设,但也容易引发温室气体增多,农业机械化水平提高的负效应要大于生产效率提高的正效应。

农村教育程度的回归系数在地理距离矩阵下为0.044,且在1%的水平下显著,即农村教育程度每提高1个百分点,绿色全要素生产率会提高0.044个百分点。这是由于较高的教育水平会提高劳动者的学习能力,提高其专业技能,有助于农业绿色全要素生产率的提升。

地理距离矩阵和经济距离矩阵权重下的 $W*LNAGR$ 系数为正,但不显著,表明本省市绿色科技创新对相邻省市农业绿色全要素生产率并不具备显著作用。这主要是由于目前长江经济带并未呈现出整体效应,相关绿色科技创新成果的覆盖面扩散较慢,科技传导效应尚未形成。

(三)空间杜宾模型稳健性检验

通过将地理距离矩阵、经济距离矩阵分解为直接效应、间接效应以及总效应,检验空间杜宾模型的稳健性,结果见表5。

表5 空间杜宾模型稳健性检验结果

变量	地理距离矩阵 W^G			经济距离矩阵 W^E		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
LNAGR	0.046*** (3.343)	-0.010 (-0.272)	0.035 (0.801)	0.044*** (3.514)	0.005 (0.193)	0.049* (1.884)
FE(-1)	0.581*** (2.871)	0.404 (0.798)	0.985* (1.857)	0.436** (2.150)	-0.732 (-1.354)	-0.296 (-0.486)
IND	-0.077* (-1.722)	-0.189** (-2.373)	-0.112* (-1.775)	0.027 (0.632)	-0.096 (-0.931)	-0.069 (-0.529)
TRA	0.007 (1.116)	0.026* (1.756)	0.034* (1.892)	0.009 (1.522)	0.0240 (1.540)	0.033* (1.950)
INS	-0.039 (-0.310)	0.342 (1.047)	0.303 (0.848)	0.142 (1.148)	-0.137 (-0.640)	0.005 (0.022)
ML	0.126*** (2.991)	-0.114 (-0.803)	0.011 (0.077)	0.068 (1.538)	-0.141 (-1.315)	-0.073 (-0.570)
RE	0.040*** (3.104)	0.021 (0.556)	0.062 (1.562)	0.046*** (3.479)	0.037 (1.089)	0.082** (2.172)
Observations	121	121	121	121	121	121
R-squared	0.239	0.239	0.239	0.188	0.188	0.188

地理矩阵与经济矩阵下的绿色科技创新直接效应系数均为正值,同时满足1%水平显著性检验要求,由此可见绿色科技创新有助于农业绿色全要素生产率的提高,这与之前检验结果基本保持一致。绿色科技创

新所形成的间接效应并不显著,原因可能在于当前我国农业技术市场尚未完善,相应的技术交易活跃度也不高,因此绿色科技创新成果在运用过程中的覆盖面较小,仅在本省市发挥作用,在长江经济带不同省市之间形成资源共享的情况不多,且这些省市之间在经济建设中存有一定竞争,因此较少主动对外分享绿色科技创新成果。总体而言,绿色科技创新成果尽管能够对周边地区形成一定影响,但所对应的影响程度较小。

农业机械化水平的地理距离矩阵与经济距离矩阵的间接效应为负,与上述空间杜宾模型检验结果基本保持一致。农村教育程度在地理距离矩阵与经济距离矩阵的权重下,直接效应回归系数均显著为正,经济距离矩阵下的总效应仍显著为正,说明农村教育对农业绿色全要素生产率具有正面影响。

综上所述,分解结果与空间杜宾模型回归结果基本保持一致,故通过稳健性检验,模型结果具有可信性。

五、影响机制检验

(一)中介效应模型的建立

为刻画绿色科技创新影响农业绿色全要素生产率的作用机理,借鉴 Romer(1990)^[31]、郭峰等(2021)^[32]在研究过程中的思路,打造与绿色科技创新、农业绿色全要素生产率相关的内生增长数理模型。在研究中基于柯布道格拉斯生产函数,发挥中介效应模型作用,构造如下:

$$\begin{aligned} \max \int_0^{\infty} U(C, E) e^{-\gamma t} dt \quad (\gamma > 0) \\ \text{s.t. } K = Y - C \\ \dot{T} = \omega(I - \sigma)L * T \quad (\omega > 0) \\ \dot{E} = -YZ^{\tau} - \theta E \\ Y = \varphi A^{\lambda} (\sigma L)^{\alpha} K^{1-\alpha} \\ A = \varepsilon T \end{aligned} \quad (9)$$

构建现值 Hamilton 函数为:

$$H = U(C, E) + \lambda_1(Y - C) + \lambda_2(\omega(I - \sigma)L * T) + \lambda_3(-YZ^{\tau} - \theta E) \quad (10)$$

其中, C 为物质消费, E 为农业绿色全要素生产率, $U(C, E)$ 为效用函数; γ 为时间贴现率; 资本存量 K 的增加等于总产出 Y 减去总消费 C 的剩余; 绿色科技创新水平 T 的提高, 取决于科研人员的劳动力数量 $(I - \sigma)L$ 和绿色科技创新能力 ω ; 农业绿色全要素生产率的变动受环境自净能力 θ 和污染排放 YZ^{τ} 共同影响, τ 为环境规制强度, τ 越大企业实际排污越小; A 为技术进步, L 为劳动力, Z 为污染强度; α 表示有效劳动对应的弹性系数, σ 表示生产部门劳动力数量在总劳动力数量中所占比重; λ 为现值拉格朗日系数, C 、 Z 、 σ 为控制变量。利用最大值原理, 对其一阶条件求解; K 、 T 、 E 为状态变量, 利用欧拉方程进行求解; 再根据上述分析及求得结果取对数并求导可得:

$$g_c = \frac{I}{\mu} \left[(I - \alpha) \frac{\tau}{I + \tau} \frac{Y}{K} - \gamma \right] = \frac{I}{\mu} \left[(I - \alpha) \frac{\tau}{I + \tau} \varphi (\varepsilon T)^{\alpha} (\sigma L)^{\alpha} K^{-\alpha} Z - \gamma \right] \quad (11)$$

$$g_e = \frac{I - \mu}{I + \omega} g_c = \frac{I - \mu}{\mu (I + \omega)} \left[(I - \alpha) \frac{\tau}{I + \tau} \varphi (\varepsilon T)^{\alpha} (\sigma L)^{\alpha} K^{-\alpha} Z - \gamma \right] \quad (12)$$

需引入最优可持续增长路径的概念, 在绿色科技创新超过物质资本积累速度时, 可有效应对资本报酬逐渐递减以及产业污染等压力, 即 $g_c > 0$; 为规避生态系统面临污染, 社会理性消费者对应的跨期替代弹性需符合 $\frac{I}{\mu} < I$ 的范围, 得出 g_e 。结合式(12)并求解一阶微分方程可得:

$$E = E_0 \exp \left\{ \frac{(I - \mu) t}{\mu (I + \omega)} \left[(I - \alpha) \frac{\tau}{I + \tau} \varphi (\varepsilon T)^{\alpha} (\sigma L)^{\alpha} K^{-\alpha} Z - \gamma \right] \right\} \quad (13)$$

利用式(13)求E关于T的偏导数,偏导结果为正,表明绿色科技创新对农业绿色全要素生产率具有正向的直接效应,与上述空间杜宾模型分析相符,再结合式(9)可知:绿色科技创新水平T的提高,取决于科研人员的劳动力数量和绿色科技创新能力,首先绿色科技进步助力要素生产效率的提升,促进产业链的协调效应;其次随着科研人员数量的提升,农业将吸纳更多投资进入经济体系,引领产业结构向高质量转型升级。故按照理论分析内容结合空间杜宾模型分析结果来看,绿色科技创新对农业绿色全要素生产率的传导路径为产业结构升级,综合运用中介效应检验模型和SAR模型,能够对具体传导影响途径做出识别,表达式为:

$$AGTFP = \rho W^* AGTFP + \beta_0 + \delta LnAGR + vControl_{it} + \zeta \quad (14)$$

$$M_{it} = \rho W^* M_{it} + \beta_0 + \theta' AGTFP + LnAGR + vControl_{it} + \zeta \quad (15)$$

$$AGTFP = \rho W^* AGTFP + \beta_0 + \lambda M_{it} + \delta' LnAGR + vControl_{it} + \zeta \quad (16)$$

其中,M为中介变量产业结构升级UIS,用第三产业产值/第二产业产值替代^[29]。

(二)中介效应检验结果

表6列出地理距离矩阵 W^G 、经济距离矩阵 W^E 下产业结构升级UIS对农业绿色全要素生产率相应中介效应检验结果的影响,可以看出:在排除中介变量影响时,LNAGR对于农业绿色全要素生产率的具体影响系数显著为正;LNAGR对中介变量具体影响系数显著为正,表明绿色科技创新对产业结构升级具有正向促进效应;纳入中介变量,产业结构升级对农业绿色全要素生产率的影响显著为正,核心解释变量绿色科技创新LNAGR对农业绿色全要素生产率的影响显著为正,且在地理距离矩阵 W^G 权重下系数有所下降,说明产业结构升级在绿色科技创新对农业绿色全要素生产率的影响中具有部分中介效应。

表6 产业结构升级对农业绿色全要素生产率的中介检验结果

变量	地理距离矩阵 W^G			经济距离矩阵 W^E		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
	AGTFP	UIS	AGTFP	AGTFP	UIS	AGTFP
M			0.038*** (3.89)			0.192*** (6.95)
LNAGR	0.042*** (3.07)	0.537*** (8.7)	0.031*** (2.93)	0.043*** (3.65)	1.193*** (6.77)	0.264*** (2.46)
ρ	0.283*** (10.69)	0.428*** (17.58)	0.279*** (10.47)	0.264*** (10.32)	0.524*** (26.08)	0.276*** (10.34)
Control	yes	yes	yes	yes	yes	yes
AD-R-squared	0.231	0.183	0.232	0.227	0.201	0.233

六、结论与建议

(一)结论

利用地理距离矩阵和经济距离矩阵分别构建空间杜宾模型,并通过构建包含绿色科技创新与农业绿色全要素生产率的内生增长数理模型,检验绿色科技创新影响农业绿色全要素生产率的传导机制。综合分析结果,得出如下主要结论:

绿色科技创新对农业绿色全要素生产率具有显著促进作用,直接效应为正,间接效应不显著。从控制变量整体来看,地区财政投入水平在促进当地农业绿色全要素生产率的同时,还会提高周边地区的农业绿色全要素生产率;农村教育程度越高,劳动者的学习能力越强,越有助于农业绿色全要素生产率的提升;收入

分配、外贸依存度、农业结构、农业机械化水平等能够对农业绿色全要素生产率形成的作用效应并不显著。

绿色科技创新通过产业结构升级对农业绿色全要素生产率形成部分中介作用。目前长江经济带已逐步打造出一体化模式,基础设施也得到有效完善,整体效应正在逐步显现,提高该产业链中的任意节点均可以促进产业链整体升级发展,进而产生促进产业结构调整与优化的驱动力,发挥出绿色科技创新对产业结构升级的促进作用。

(二)建议

第一,鼓励企业绿色科技创新,发挥科技创新在产业升级中的力量。从上述分析可知,绿色科技创新对农业绿色全要素生产率具有显著促进作用,创新成果可直接提高产出效率,减少高污染的生产模式,对于产业结构的升级起到关键性的推动作用。具体来说:政府应鼓励企业绿色科技创新,并完善政策鼓励机制,解决“卡脖子”技术难题,激励企业提高生产效率,优化资源配置,促进产业结构升级;针对长江经济带发展不同区域制定适应性的政策措施,鼓励不同区域技术交流融合,共同提高生产要素的供给质量。

第二,注重政策效果的联动性,强化长江经济带农业产业升级的内在动力。上述理论分析证明长江经济带已逐步打造出一体化模式,整体效应正在逐步显现,得益于国家的各项政策支持,所以应注重政策效果的联动性。由内生增长数理模型分析可知,强化长江经济带农业产业升级的内在动力有助于提升农业绿色全要素生产率。具体来说:联动性的政策能打破层级限制,维持各区域发展的均衡,促进产业结构升级的同时,善用农业产业升级内生增长的动力,强化宏观经济政策对产业升级的作用。

第三,重视农业科技人才培养。创新的基础离不开人才,农业绿色全要素生产率的提高离不开创新人才,应充分利用长江经济带教育资源,培养有关低碳生产、资源利用等专业型人才。具体来说:基层政府主管部门可按照农业产业发展需要,尽可能拓宽培训教材内容、丰富培训教材资源,增多对点培训,使得新型职业农民培育内容更为贴近当地农村实际发展需要,并结合新媒体工具提高培训互动性,通过组织培训的方式提升农业从业人员专业能力和综合素质;农业专业型院校应积极创建校企合作项目,为绿色科技应用提供实践平台;加快专业化长江经济带农业高质量发展科研平台的建立,吸引农业科技创新人才,为长江经济带农业绿色全要素生产率的提高保驾护航。

参考文献:

- [1] 滕堂伟,王馨雅,唐卓伟.一号文件与中国农业发展动能转换——基于政策文本的量化分析[J].兰州大学学报(社会科学版), 2018(5):102-110.
- [2] 封永刚.中国农业经济增长动能的分解与转换历程——一个有偏技术进步分析框架[D].重庆:西南大学,2018.
- [3] 石宝峰,赵敏娟,夏显力,等.坚持农业农村优先发展:理论创新与实践探索——第四届中国农业经济理论前沿论坛综述[J].经济研究,2021(5):203-207.
- [4] 李文鸿,曹万林.科技创新、对外开放与京津冀高质量协同发展研究[J].统计与决策,2021(7):122-126.
- [5] WANG H R, CUI H R, ZHAO Q Z. Effect of Green Technology Innovation on Green Total Factor Productivity in China: Evidence from Spatial Durbin Model Analysis[J]. Journal of Cleaner Production, 2020, 288(15):1-12.
- [6] 许可,张亚峰.绿色科技创新能带来绿水青山吗?——基于绿色专利视角的研究[J].中国人口·资源与环境,2021(5):141-151.
- [7] 刘贝贝,左其亭,刁艺璇.绿色科技创新在黄河流域生态保护和高质量发展中的价值体现及实现路径[J].资源科学,2021(2):423-432.
- [8] 何伟军,李闻钦,邓明亮.人力资本、绿色科技创新与长江经济带全要素碳排放效率[J].科技进步与对策,2022(9):23-31.
- [9] 孙中瑞,樊杰,孙勇,等.中国绿色科技创新效率空间关联网络结构特征及影响因素[J].经济地理,2022(3):33-43.
- [10] 许晓冬,秦续天,刘金晶,等.新发展格局下我国区域绿色技术创新能力评价研究[J].价格理论与实践,2022(3):165-168+205.
- [11] XU L, YANG L L, LI D, SHAO S. Asymmetric Effects of Heterogeneous Environmental Standards on Green Technology Innova-

- tion:Evidence from China[J]. *Energy Economics*, 2023, 117(1): 15-38.
- [12] GUO H B, LU M T, DING L L. The Effect of Consumer Sentiment on Manufacturers' Green Technology Innovation: A RDEU Evolutionary Game Model [J]. *Sustainability*, 2022, 15(1): 706-727.
- [13] 康凯,张世阳.环境规制与碳排放对我国流通产业绿色科技创新的影响研究[J]. *商业经济研究*, 2023(2): 9-14.
- [14] 郭海红,刘新民.中国农业绿色全要素生产率时空演变[J]. *中国管理科学*, 2020(9): 66-75.
- [15] 刘亦文,欧阳莹,蔡宏宇.中国农业绿色全要素生产率测度及时空演化特征研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2021(5): 39-56.
- [16] 刘帅,张航宇,蔡文静.黄河流域农业绿色全要素生产率的空间格局与动态演进[J]. *生态与农村环境学报*, 2022(12): 1557-1566.
- [17] 王亚飞,张齐家,柏颖.我国农业绿色全要素生产率及其时空演变[J]. *统计与决策*, 2022(20): 98-102.
- [18] 孙淑惠,刘传明,陈晓楠.数字乡村、网络溢出和农业绿色全要素生产率[J]. *中国农业资源与区划*, 2022(18): 1-19.
- [19] 鄢曹政,殷旅江,何波.物流业集聚、空间溢出效应与农业绿色全要素生产率[J]. *中国流通经济*, 2022(9): 3-16.
- [20] 王亚飞,徐铭,张齐家.农旅产业协同集聚对农业绿色全要素生产率增长的影响:作用机理与经验证据[J]. *安徽师范大学学报(人文社会科学版)*, 2022(4): 143-157.
- [21] 杨秀玉,全锦涛.农产品贸易对农业绿色全要素生产率的空间溢出效应——基于农业产业集聚的调节作用[J]. *中国农业资源与区划*, 2023(18): 1-15.
- [22] 金绍荣,王佩佩.人口老龄化、农地流转与农业绿色全要素生产率[J]. *宏观经济研究*, 2023(1): 101-117.
- [23] 张桅,胡艳.长三角地区创新型人力资本对绿色全要素生产率的影响——基于空间杜宾模型的实证分析[J]. *中国人口·资源与环境*, 2020(9): 106-120.
- [24] LESAGE J, PACE R. *Introduction to Spatial Econometrics*[M]. Boca Raton: CRC Press, 2009: 189-207.
- [25] 李健旋.农村金融发展与农业绿色全要素生产率提升研究[J]. *管理评论*, 2021(3): 84-95.
- [26] 陈琼娣,胡允银.“绿色专利”制度设计[J]. *中国科技论坛*, 2009(3): 106-109+114.
- [27] 刘在洲,汪发元.绿色科技创新、财政投入对产业结构升级的影响——基于长江经济带 2003—2019 年数据的实证分析[J]. *科技进步与政策*, 2021(4): 53-61.
- [28] 肖锐,陈池波.财政支持能提升农业绿色生产率吗? ——基于农业化学品投入的实证分析[J]. *中南财经政法大学学报*, 2017(1): 18-24.
- [29] BOYCE J K. Inequality as a Cause of Environmental Degradation[J]. *Ecological Economics*, 1994, 11(3): 169-178.
- [30] MINTEN B, RANDRIANARISON L, SWINNEN J. Spillovers from High-value Agriculture for Exports on Land Use in Developing Countries: Evidence from Madagascar[J]. *Agricultural Economics*, 2007, 37(2-3): 265-275.
- [31] ROMER P M. Endogenous Technological Change[J]. *Journal of Political Economy*, 1990, 98(5): S71-S102.
- [32] 郭峰,陈凯.空间视域下互联网发展对城市环境质量的影响——基于空间杜宾模型和中介效应模型[J]. *经济问题探索*, 2021(1): 104-112.

(责任编辑:何 飞)