

数字经济、要素配置与粮食绿色全要素生产率

——基于长江经济带城市面板数据的实证分析

邱浩然^{1,2},孔令成^{2,3*},徐 辉^{2,3}

(1.长江大学农学院,湖北荆州 434025;
2.湖北农村发展研究中心,湖北荆州 434023;
3.长江大学经济与管理学院,湖北荆州 434023)



摘要 以数字经济为抓手,厘清其对粮食绿色全要素生产率的内在影响机理并驱动粮食绿色全要素生产率提升,对于推动粮食生产可持续发展和保障粮食安全具有重要意义。基于长江经济带110个城市面板数据,运用超效率SBM-GML模型和熵值法,分别对该区域经济带粮食绿色全要素生产率和数字经济水平进行了有效测度,并深入探讨了该区域数字经济对粮食绿色全要素生产率的影响作用。研究发现:①样本期间内长江经济带数字经济发展总体呈现逐步上升趋势,且数字经济对粮食绿色全要素生产率具有显著的提升作用;②加入三种要素配置中介变量之后发现,数字经济的发展有利于缓解劳动力配置扭曲程度进而提高粮食绿色全要素生产率水平;③异质性分析得出,在经济更为发达的地区,如长江三角洲城市群、鄱阳湖生态经济区、武汉经济圈等,数字经济对粮食绿色全要素生产率的正向促进作用更加明显。该结论为国家倡导的“大力发展战略性新兴产业,以数字兴农”提供了实证支撑,且对推动长江经济带要素合理配置,提高该区域经济带粮食绿色全要素生产率水平具有重要的政策启示。

关键词 数字经济; 粮食绿色全要素生产率; 要素配置扭曲; 超效率SBM-GML;
中介KHB检验

中图分类号:F323.7 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2025)04-0072-12

DOI编码:10.13300/j.cnki.hnwxb.2025.04.007

五谷者,万民之命,国之重宝。2024年中央一号文件开篇指出,“确保国家粮食安全,稳定面积、主攻单产、力争多增产”^[1],其要求粮食生产保数量的同时,更要保质量,提高高质量生产效率。作为中国重要商品粮基地,长江经济带过去高强度、粗放式的农业生产模式虽然增加了粮食产量,但同时也带来了资源浪费、环境污染、生态破坏等问题^[2]。因此,转变农业生产方式,推动粮食生产高质量方向发展,使得该区域粮食绿色全要素生产率得到提高显得尤为重要。数字经济作为新科技与产业变革的新经济形态^[3],正推动着中国经济发展全面绿色转型^[4],因而数字经济的发展是否能够为粮食高质量发展核心要义的粮食绿色全要素生产率^[5]的提高提供一定的助力?其作用机制是什么?作用机制效应有多大?探究上述问题无疑对推动数字经济和粮食高质量发展、保障国家粮食安全、推动乡村振兴具有重要的理论和现实意义。

关于数字经济与绿色全要素生产率之间的内在规律,学者们主要从以下方面展开了研究:

第一,从数字经济的内涵来看,经济合作与发展组织(OECD)认为数字经济是一种经济活动,通过电子交易方式实现^[6],数据要素融入产业的全生命周期和全产业链,实现数字经济与产业深度融

收稿日期:2025-03-03

基金项目:湖北省教育厅哲学社会科学研究项目“湖北家庭农场绿色全要素生产率研究”(19Q045)。

*为通讯作者。

合^[7]。同时,粮食绿色全要素生产率是指粮食生产活动带来的包含环境影响在内的总产出与总投入的比率^[8],其中粮食生产中总产出主要包括经济要素、污染物排放,总投入涉及劳动力、资源、资本等方面^[9],而粮食生产所造成的污染物排放则主要从粮食面源污染^[10]和粮食碳排放^[5,11]两方面进行核算。

第二,从数字经济对绿色全要素生产率影响的中介作用机制来看,主要包括以下方面:一是在要素配置优化方面,文丰安通过研究得出,数字经济发展对城市绿色全要素生产率提高产生积极影响的条件是较高的劳动要素价格扭曲度^[12]。郭海红认为,以数字经济发展作为支撑的数字乡村建设通过缓解资源要素错配,显著提升了农业绿色全要素生产率水平^[13]。二是在环境规制方面,张慧毅等发现,数字经济正向调节了市场激励型环境规制与GTFP之间的“U”型关系,负向调节了命令控制型环境规制的倒“U”型关系^[14]。宋美喆等指出,数字经济有效调节了命令控制型和市场激励型环境规制,从而显著提高了绿色全要素生产率水平^[15]。三是在技术进步方面,Shen等认为数字化投入可以有效地推动技术进步,进而推动生产者朝着绿色、低碳、有机的方向发展^[16]。数字经济对全要素生产率的影响显著为正的前提条件是新技术及技术进步需要积累到一定程度^[17]。

第三,从数字经济对绿色全要素生产率影响的空间溢出效应和区域异质性看,数字经济与GTFP之间存在正向的空间溢出效应,且这一效应在东部地区城市、大城市和中心城市中更为显著^[18];数字经济显著增强了其驱动制造业绿色发展的空间溢出效应^[19]。从影响的区域异质性看,数字经济发展不能够显著提高中西部地区的绿色全要素生产率水平,但在东部地区却表现优异,其对二线、三线和四线城市绿色全要素生产率的推动作用不如一线城市^[20]。

第四,从数字经济与农业绿色全要素生产率的内在关系来看,蒋团标等通过分析得出,数字经济正向提高了农业绿色全要素生产率水平,其中土地集约经营效率发挥了关键性的中介效应作用^[21]。杨军等通过研究发现,数字经济对农业绿色全要素生产率的影响亦显著为正,且该影响效应在东部以及环境规制较弱省份更为突出^[22]。与此同时,在水平测度方面,学者们主要采用熵值法量化数字经济^[23],而对于绿色全要素生产率的测算方法则较为丰富,其主要分为数据包络分析法、参数分析法、超效率模型,其中以超效率SBM—GML指数模型测算效果最优^[24]。

综上所述,现有成果仍有以下三个方面的不足:第一,多数研究集中于国家、行业以及省级层面,涉及区域经济带、城市层面的较少;第二,在要素配置视角下,直接将数字经济与粮食绿色全要素生产率纳入同一框架并深入探究两者之间内在规律的成果鲜见;第三,从经济圈角度进一步剖析数字经济对粮食绿色全要素生产率异质性规律的成果有所不足。为此,本文的边际贡献如下:第一,将研究区域扩展到长江经济带城市层面。长江经济带是我国粮食主产区集中区域^[25],其利用全国35%的耕地面积所生产出的粮食供给着全国50%的农业人口^[26],因此对该区域数字经济与粮食绿色全要素生产率之间的关系进行深入探讨意义明显。第二,以长江经济带为例,在要素配置作用机制下直接剖析数字经济与粮食绿色全要素生产率之间的内在规律,有助于进一步揭示两者之间的因果关系。第三,除了以地理板块为标准进行分析外,还进一步从经济圈视角探究长江经济带数字经济对粮食绿色全要素生产率的异质性规律。

一、理论分析与研究假说

1. 数字经济与粮食绿色全要素生产率

首先,数字经济通过平台经济模式,促进了粮食产业链上下游的高效协同。电商平台和供应链管理系统能够将种粮大户、粮食精深加工企业和消费者紧密连接,从而有效减少了粮食固体废弃物、粮食加工废弃物、粮食碳排放的产量,极大提高了粮食绿色生产的效率。其次,以数字经济为载体构建的数字平台可以为农户提供充分的市场信息,进而帮助农户依市依时调整粮食种植结构,避免因信息不对称造成化肥、农药、农膜等的不合理使用,最终从整体上推动了粮食绿色全要素生产率的增长。最后,通过区块链、云计算、大数据等技术,粮食生产的每一个环节都可以被记录和追踪,这不仅增强了消费者对绿色粮食产品的信任,也促使粮食生产者更加注重环保和可持续生产,加之相关法律法规的

约束,共同推动着粮食生产朝着更加绿色、低碳、高质量的方向发展。据此,本文提出假说H₁:

H₁:数字经济显著提高了粮食绿色全要素生产率水平。

2. 数字经济、要素配置扭曲与粮食绿色全要素生产率

以下依次从劳动力配置扭曲、土地配置扭曲、资本配置扭曲三个方面,详细阐释要素配置扭曲在数字经济与粮食绿色全要素生产率之间所发挥的作用机理。

第一,在劳动力配置扭曲方面。劳动力配置扭曲主要表现为农业劳动力在区域间和产业间的分布不均衡,以及劳动者综合经营素质与现代粮食生产需求之间的不匹配。针对上述问题,数字经济可以通过提供在线教育和技能培训平台,提高粮食生产者尤其是粮食种植大户、家庭农场主的数字素养、专业生产技能、经营管理知识等,使其更好地适应高质量发展的要求。与此同时,通过打造因使用数字技术而成功致富的粮食种植大户的生产典型,并加大对高端粮食生产种植的优惠力度,从而吸引更多新乡贤、有实力的农民工、农业专业技术人才、退伍军人等返乡创业,并有序进入粮食优质生产领域,从而极大地优化了劳动力资源配置,进而提高了粮食绿色生产效率。

第二,在土地配置扭曲方面。土地配置扭曲主要体现在土地经营规模与效率的不匹配,以及土地流转市场的体制机制不完善,从而导致土地资源未能得到充分利用。针对上述问题,可以通过运用大数据、云计算、可视化、智慧农业建模等数字技术,优化土地资源利用规划,进而提高土地资源的利用效率。与此同时,数字经济可以通过打造土地信息数字化平台,促进土地流转市场的透明化和高效化,进而使得土地资源能够流向更具经营效率、更契合国家理念的规模种粮大户手中,最终推动粮食生产朝着绿色、低碳、可持续的方向发展。

第三,在资本配置扭曲方面。资本配置扭曲则体现为资本在城乡间和农村内部的分布不均衡,农村地区产业发展获得资本的难度较大。针对资本扭曲问题,数字经济可以通过数字金融和普惠金融平台,降低农村地区获取资本的门槛,从而促进资本有序向高端粮食生产、粮食绿色生产领域流动。此外,数字技术如区块链和智能合约的使用,可以较大幅度地提高资本流动的透明度和安全性,进而吸引更多资本投入到优质粮食生产、粮食精加工、粮食深加工、粮食生产与第三产业有机融合等项目之中,在提高资本配置效率的同时,有力支撑了粮食绿色全要素生产率水平的提升。

据此,本文提出以下3个假说:

H₂:数字经济可通过缓解劳动力配置扭曲程度从而提高粮食绿色全要素生产率水平。

H₃:数字经济可通过缓解土地配置扭曲程度从而提高粮食绿色全要素生产率水平。

H₄:数字经济可通过缓解资本配置扭曲程度从而提高粮食绿色全要素生产率水平。

二、模型选择、指标选取与数据说明

1. 模型选择

(1)超效率SBM—GML指数模型。超效率SBM—GML指数模型,从全局出发有效减小了由于选择径向和角度所产生的偏差^[27],且可以通过调整投入量,优化产出,改善粮食绿色生产效率的损失^[28],其将决策单元的效率进一步划分为技术效率的变化(EC)和技术进步的变化(TC),二者分别表示技术效率进步和技术进步引起的环境效率提高,用公式表示为:

$$\begin{aligned} GGTFP(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t, b^t) &= \frac{E(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})}{E(x^t, y^t, b^t)} \\ &= \frac{E^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})}{E^t(x^t, y^t, b^t)} \times \left[\frac{E(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})}{E^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})} \frac{E^t(x^t, y^t, b^t)}{E(x^t, y^t, b^t)} \right] \\ &= EC \times TC \end{aligned} \quad (1)$$

上式中,GGTFP、EC、TC的值大于(小于)1分别代表粮食绿色全要素生产率水平提高(降低)、技术效率提升(下降)、技术进步(倒退)。

(2)基准回归模型。此处借鉴黄永春^[29]、张慧等^[30]等的研究成果,进一步构建中介效应模型来考

察数字经济对粮食绿色全要素生产率的影响作用,文中构建的基准回归模型如下:

$$GGTPF_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DE_{it} + \sum_{k=1}^n \alpha_k X_{it} + \mu_i + \gamma_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中,GGTPF表示粮食绿色全要素生产率,DE表示数字经济发展水平,X为控制变量;下标*i*和*t*代表城市和年份, μ_i 和 γ_i 分别为地区和时间固定效应; ϵ_{it} 为随机误差项。

(3)中介效应模型。为进一步探讨数字经济对粮食绿色全要素生产率的直接效应和间接效应,本文将劳动力配置扭曲、土地配置扭曲和资本配置扭曲引入中介模型进行分析:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 DE_{it} + \sum_{k=1}^n \beta_k X_{it} + \mu_i + \gamma_i + \epsilon_{it} \quad (3)$$

$$GGTPF_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DE_{it} + \gamma_2 M_g + \sum_{k=1}^n \alpha_k X_{it} + \mu_i + \gamma_i + \epsilon_{it} \quad (4)$$

其中, M_{it} 分别代表劳动力配置扭曲 τ_{Li} 、土地配置扭曲 τ_{Ai} 和资本配置扭曲 τ_{Ki} 。

2. 指标变量选取

(1)粮食绿色全要素生产率。粮食绿色全要素生产率(GGTPF)是通过超效率SBM—GML指数模型测算而得。借鉴何昭丽等^[31]、谭昶等^[32]的研究,选择粮食总播种面积、第一产业从业人员数、农用土地有效灌溉面积、农用机械总动力、农用化肥施用折纯量、农药施用量等作为投入变量,合意产出指标选择粮食产量。参照闵锐等^[10]、薛选登等^[11],通过以下两组权重系数将粮食生产投入从广义的农业投入中剥离,其中权重系数A=粮食播种面积/农作物播种面积,权重系数B=(农业产值/农林牧渔总产值)×A。除了第一产业从业人员数乘以A权数将其从农业总劳动力之中剥离成粮食劳动力之外,其余投入指标均乘以B权数以从大农业口径中剥离出相应的粮食生产要素投入。非合意产出综合考虑粮食碳排放和粮食面源污染两个方面,其中粮食碳排放主要考虑使用化肥、农药、农膜的碳排放量和在播种翻地灌溉等环节使用机械设备的碳排放总量,粮食面源污染主要来自粮食固体废弃物污染、化肥流失、农药和农膜等残留,其借鉴赖斯芸等^[33]的研究进行核算。

(2)数字经济发展水平。根据中国信通院提出的数字经济概念及相关文献^[34-36],本文拟从数字产业化、产业数字化、数字基础设施三个方面构建指标体系量化长江经济带数字经济的发展水平。

(3)要素配置扭曲。借鉴周晓辉等^[37]做法,在测度时使用相对扭曲系数进行估算:

$$\bar{\tau}_{Li} = \left(\frac{L_i}{L} \right) / \left(\frac{S_i \beta_{Li}}{\beta_L} \right), \quad \bar{\tau}_{Ai} = \left(\frac{A_i}{A} \right) / \left(\frac{S_i \beta_{Ai}}{\beta_A} \right), \quad \bar{\tau}_{Ki} = \left(\frac{K_i}{K} \right) / \left(\frac{S_i \beta_{Ki}}{\beta_K} \right) \quad (5)$$

其中, L_i/L 、 A_i/A 和 K_i/K 分别为地区*i*第一产业劳动力占劳动力总量的比例、粮食播种面积占农作物播种总面积的比例以及粮食资本占农业资本总量的比例, $S_i \beta_{Li}/\beta_L$ 、 $S_i \beta_{Ai}/\beta_A$ 和 $S_i \beta_{Ki}/\beta_K$ 则分别表示地区*i*粮食生产时劳动力、土地和资本有效配置的比例,相对扭曲系数意味着实际使用的要素和最优配置要素之间的偏离程度。根据公式(4)可知,欲计算要素配置扭曲度,需先测算劳动、土地和资本的总产出弹性 β_L 、 β_A 和 β_K ,本文参考朱喜等的研究^[38]取值为0.230、0.470、0.310。

(4)控制变量。为了减少遗漏变量对计算结果产生偏误,提高研究的准确性和全面性,本文立足于郭海红^[13]、杨军等^[22]的研究,并结合长江经济带数字经济和粮食生产的实际情况,从以下四个方面进行控制:经济发展水平(GDP),使用人均年GDP表示;社会化程度(URB),使用城镇化表示,用年末城镇人口占总人口的比例表示;产业结构(IND),用各产业产值占总产值比例的权重之和表示;教育水平(EDU),用人均教育支出表示。经过相关检验,控制变量之间不存在多重共线问题。

3. 数据来源与说明

由于少数民族自治区数据缺失较多,因此本文选取了2012—2021年长江经济带110个城市(不含少数民族自治区)的面板数据为研究样本,其中根据国家地理划分细则,将长江经济带划分为上中下游三个地区,区域划分详情见表1。

数据均来源于2013—2022年《中国互联网发展报告》《中国统计年鉴》及长江经济带各省市统计年鉴、北京大学数字普惠金融研究中心。为了避免伪回归,消除异方差,本文分别对人均GDP和人均

表1 长江经济带上中下游区域划分

区域划分	城市名称
长江经济带上游	重庆、成都、自贡、攀枝花、泸州、德阳、绵阳、广元、遂宁、内江、乐山、南充、眉山、宜宾、广安、达州、雅安、巴中、资阳、贵阳、六盘水、遵义、安顺、毕节、铜仁、昆明、曲靖、玉溪、保山、昭通、丽江、普洱、临沧
长江经济带中游	南昌、景德镇、萍乡、九江、新余、鹰潭、赣州、吉安、宜春、抚州、上饶、武汉、黄石、十堰、宜昌、襄阳、鄂州、荆门、孝感、荆州、黄冈、咸宁、随州、长沙、株洲、湘潭、衡阳、邵阳、岳阳、常德、张家界、益阳、郴州、永州、怀化、娄底
长江经济带下游	上海、南京、无锡、徐州、常州、苏州、南通、连云港、淮安、盐城、扬州、镇江、泰州、宿迁、杭州、宁波、温州、嘉兴、湖州、绍兴、金华、衢州、舟山、台州、丽水、合肥、芜湖、蚌埠、淮南、马鞍山、淮北、铜陵、安庆、黄山、滁州、阜阳、宿州、六安、亳州、池州、宣城

表2 指标变量定义及说明

变量类别	变量名称	含义
投入变量	土地投入(Acreage) 劳动投入(Labor) 用水投入(Water) 机械投入(Power)	粮食总播种面积/万公顷 第一产业从业人员/万人 农用土地有效灌溉面积/公顷 农用机械总动力/万千瓦
粮食绿色 全要素生产率测算	化肥投入(Fertilizer) 农药投入(Pesticide) 农膜投入(Film)	农用化肥施用折纯量/万吨 农药施用量/吨 农业薄膜使用量/吨
期望产出	粮食产出(Output)	粮食总产量/万吨
非期望产出	粮食面源污染(Pollution) 粮食碳排放(Carbon)	粮食固体废弃物污染,化肥流失,农药农膜等残留/吨 化肥、农药、农膜的碳排放量和机械设备的碳排放量/吨
数字产业化	电子信息制造业产出 软件和信息服务业产出 互联网百强企业个数 专利授权量	人均电子信息制造业营收/(万元/人) 人均软件和信息服务业产值/(万元/人) 互联网百强企业数量 每万人专利授权量
数字经济发展 水平测算	电子商务交易率 智能制造企业个数 企业拥有网站数 数字普惠金融指数 互联网普及率 电脑普及率 移动电话普及率	电子商务交易活动企业占比/% 智能制造业上市公司数量 每家企业拥有网站数 北京大学数字普惠金融指数 每百人互联网用户数 每百人电脑用户数 每百人移动电话用户数
被解释变量	粮食绿色全要素生产率(GGTFP)由超效率SBM—GML指数模型计算得到	
解释变量	数字经济发展水平(DE)	由熵值法计算得到
中介变量	劳动力配置扭曲($\bar{\tau}_{L_i}$) 土地配置扭曲($\bar{\tau}_{A_i}$) 资本配置扭曲($\bar{\tau}_{K_i}$)	农业劳动人口占总人口的比重×劳动力扭曲系数 粮食播种面积占农作物播种面积的比重×土地扭曲系数 粮食资本占农资的比重×资本扭曲系数
中介效应	经济发展水平(GDP)	用人均GDP衡量/万元
控制变量	城镇化水平(URB) 产业结构(IND) 地区教育水平(EDU)	年末城镇人口占年末总人口的比例 第一、二、三产值占比加权之和 用人均教育支出衡量/元

注:对涉及价值指数数据均用平减指数测算至2012年剔除价格因素。

教育支出取自然对数处理,并记为LNGDP 和 LNEDU。各变量的说明及测算方法如表2所示,统计特征如表3所示。

三、实证结果与分析

1. 基准回归和中介效应逐步回归结果分析

考虑到面板数据基准回归的结果可能略显单薄,以及面板数据基准回归亦是中介效应逐步回归的有机组成部分^[39-40],而且为了方便对比两组回归分析的结果,故此处将基准回归和中介效应逐步回

表3 指标变量描述性统计 N=1100

变量	均值	标准差	最小值	最大值
土地投入	35.564	27.925	0.099	225.960
劳动投入	57.615	43.375	1.685	369.549
用水投入	132049.542	102995.227	3235.306	767196.440
机械投入	13918.293	248008.562	0.622	5698301.422
化肥投入	1017.777	11329.384	0.047	184191.936
农药投入	3743.871	3421.497	3.613	21269.093
农膜投入	4135.954	4030.283	8.954	27832.450
粮食产出	211.074	228.359	2.480	4724.980
粮食面源污染	362.074	351.636	0.781	2429.385
粮食碳排放	64588.261	716147.708	36.480	24683744.298
粮食绿色全要素生产率	1.169	0.881	0.095	11.676
劳动力配置扭曲	0.375	0.268	0.008	2.271
土地配置扭曲	0.112	0.039	0.003	0.289
资本配置扭曲	0.502	0.391	0.001	2.616
数字经济发展水平	0.074	0.091	0.006	0.903
经济发展水平	2973.102	4068.244	178.502	38700.600
城镇化水平	0.468	0.165	0.096	0.956
产业结构	2.309	0.320	0.785	11.557
地区教育水平	3.926	0.327	3.152	5.188

归的结果放在一起进行展现。根据公式(1)~(3)的计算方法,采用长江经济带2012—2021年的数据分别进行基准回归,结果如表4所示。列(1)~(8)中,变换因变量和中介变量,结果均显著,说明数字经济既能直接影响粮食绿色全要素生产率,又能通过三种要素配置中介变量对粮食绿色全要素生产率产生间接影响。列(1)(2)(4)(6)的结果显示,长江经济带数字经济发展显著提高了粮食绿色全要素生产率水平,加剧了土地配置扭曲,但却缓解了劳动力和资本配置扭曲。当把要素配置作为中介变量时(列(3)(5)(7)(8)),三个中介变量的符号结果有所变化,数字经济加剧了土地配置扭曲程度、资本配置扭曲程度,但是却缓解了劳动力配置扭曲程度,当然从总体上仍然提高了粮食绿色全要素生产率水平。从实证结果可以看出,无论是否考虑中介效应,长江经济带数字经济对粮食绿色全要

表4 基准回归和中介效应逐步回归结果 N=1100

变量	(1) GGTFP	(2) $\bar{\tau}_{Li}$	(3) GGTFP	(4) $\bar{\tau}_{Ai}$	(5) GGTFP	(6) $\bar{\tau}_{Ki}$	(7) GGTFP	(8) GGTFP
$\bar{\tau}_{Li}$			-2.272*** (-2.680)				-2.246** (-2.630)	
$\bar{\tau}_{Ai}$					6.225 (1.150)			6.127 (1.130)
$\bar{\tau}_{Ki}$						0.074* (1.800)	0.105** (2.330)	
DE	1.279** (2.290)	-0.279 (-1.150)	0.645 (0.670)	0.010 (0.470)	1.219** (2.060)	-0.250 (-1.570)	1.298** (2.320)	0.620* (1.730)
CONS	0.275 (0.990)	0.362*** (17.150)	1.098*** (4.220)	0.095*** (8.250)	-0.315 (-0.480)	0.705** (15.670)	0.223 (0.790)	0.433 (0.630)
其他变量	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
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

注:***、**分别表示在1%、5%、10%的水平上显著;模型中使用了城市层面聚类的稳健标准误,括号内为T值;year FE 表示时间固定效应;area FE 表示地区固定效应;下同。

素生产率均呈现显著的正向影响,该结果与假说1相符。之所以如此,可能的原因是随着国家以及各省市对数字经济发展的规章制度得以有效制定并逐步完善,使得该区域经济带形成了一个完备的、兼具地方特色的且能够发挥实效的具体部署,进而有效推动该区域数字基础设施建设、数字产业规模、数字产业效益以及产业数字化朝着更高质量方向发展,因此显著提升了长江经济带数字经济整体发展水平,在较大程度上增强了数字经济助推粮食绿色全要素生产率提高的潜力。

由于长江经济带横跨我国东中西三大板块,其内部各省市数字经济发展以及粮食生产差异较大,因此需进一步将长江经济带划分为上游、中游、下游三大区域分别进行回归,结果如表5所示。

表5 不同区域要素配置差异回归结果

GGTFP	下游		中游		上游	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\bar{\tau}_{Li}$		-1.979***		-5.319*		-2.629**
$\bar{\tau}_{Ai}$		2.507		24.580*		-0.570
$\bar{\tau}_{Ki}$		0.027		0.215*		0.404
DE	1.760***	1.477***	-14.005	-9.492	-1.244	3.553**
lnGDP	0.081	0.134	1.510	0.351	0.929***	0.893***
URB	-0.478*	-0.720**	2.789*	5.979**	-0.962	-0.911
IND	0.110***	0.118***	-0.530	0.997	0.291	0.371
lnEDU	1.995	2.117	-2.997	-2.707	-2.376***	-0.921
CONS	-2.483	-2.657*	-5.162	-3.666	-2.459***	-2.912
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	410	410	360	360	330	330

从列(1)和(2)的结果来看,长江经济带下游区域数字经济对粮食绿色全要素生产率均呈显著的正向影响。加入要素扭曲变量之后,劳动扭曲显著缓解,土地和资本扭曲变化不显著,数字经济的增强效应有所减缓。其原因可能是该区域数字基础设施建设、数字产业化、产业数字化水平发展较为充分,数字经济发展的整合态势、联动优势、溢出效应等得以有效形成,使得本地区农民的数字素养水平得以提升,加之相对较高的收入预期,从而显著地吸引了中西部地区剩余劳动力到该区域就业创业,在明显缓解劳动力配置扭曲程度的同时,较大地提高了该地区粮食绿色全要素生产率水平。

从列(3)和(4)的结果来看,加入要素扭曲变量之后中游地区数字经济对粮食绿色全要素生产率的削减作用有所弱化,同时增强了城镇化的促进作用,但劳动力配置扭曲得到明显缓解。与此同时,在不考虑要素配置的前提下,城镇化发展有利于消化部分过剩农业劳动力,从而提高了粮食绿色全要素生产率水平。在考虑要素配置后,城镇化则表现得更加显著,且极大地缓解了劳动力配置扭曲程度,说明数字经济发展和城镇化提高所吸纳的劳动力对于推动该区域粮食绿色发展、提高粮食绿色全要素生产率水平意义重大。

从列(5)和(6)的结果来看,加入要素配置扭曲后数字经济发展对粮食绿色全要素生产率的作用由负转正。原因可能是数字时代的来临增加了更多就业择业的机会,为了更好地养家糊口,该区域多数普通农户逐步退出农业,留下来继续从事农业生产的主要作为农村中坚力量的新型职业农民,其通过从事现代粮食生产改变自身及周边境况的愿望会更加强烈、更加迫切,因而其利用数字经济的效率提升明显,在较大缓解劳动力和土地配置扭曲程度的同时,极大地发挥了该区域数字经济发展助推粮食绿色全要素生产率提高的潜力。

2. 内生性检验

内生性可能会导致参数估计结果不一致,使得回归结果存在有偏的问题。本文虽然控制了经济发展水平、城镇化、产业结构、教育水平等,但是仍然可能存在遗漏变量问题,且变量之间可能存在双重影响,导致内生性问题。借鉴孙学涛等^[41]、缪书超等^[42]学者的做法,将核心解释变量数字经济的滞后一阶(L.DE)作为工具变量进行内生性检验。对比未做工具变量回归之前的结果(表4)和工具变量

回归的结果(表6)可以发现,各个变量回归系数的方向和显著性水平均未发生根本性变化,由此推断后续验证核心解释变量也不会发生根本性变化,说明研究结果不存在内生性问题,且结果成立。

表6 工具变量法回归结果

变量	(1) GGTFP	(2) $\bar{\tau}_{Li}$	(3) GGTFP	(4) $\bar{\tau}_{Ai}$	(5) GGTFP	(6) $\bar{\tau}_{Ki}$	(7) GGTFP	(8) GGTFP
$\bar{\tau}_{Li}$				-2.061*** (-3.040)				-1.937*** (-7.730)
$\bar{\tau}_{Ai}$					7.620 (1.260)			7.427 (1.210)
$\bar{\tau}_{Ki}$						0.044 (1.240)	0.078* (1.970)	
L.DE	1.468** (2.350)	-0.267 (-1.290)	0.916 (0.970)	0.004 (0.170)	1.437** (2.200)	0.067 (0.410)	1.465** (2.340)	0.916* (1.960)
CONS	-0.307 (-0.530)	0.307*** (8.020)	0.326 (0.650)	0.112*** (7.260)	-1.161 (-1.240)	0.944** (7.780)	-0.348 (-0.600)	-0.618 (-0.650)

注:表内结果均控制了其他变量、时间固定效应和地区固定效应。

3.KHB分解:中介效应的进一步分析

为进一步探究长江经济带数字经济与粮食绿色全要素生产率之间的内在作用机理规律以及三种要素配置扭曲变量在其中的重要性,此处在中介效应逐步回归结果的基础上进行分析。由于要素分为三种变量,实质等同于多重中介效应分析,因此参考Kohler等^[43]、郭铖等^[44]的研究,采用中介效应的KHB检验方法做进一步的分析,检验结果如表7所示。

从长江经济带整体结果来看,数字经济发展会使相应地区粮食绿色全要素生产率上升1.280个单位。在控制要素配置扭曲后,数字经济的直接影响为1.095,留下0.185的间接影响,其中劳动力配置扭曲和土地配置扭曲的贡献最大,个体间接效应分别为0.082和0.064,分别占间接效应的43.324%和34.595%。这说明数字经济的发展会缓解要素配置扭曲,尤其是劳动力配置扭曲和土地配置扭曲,进而转化为更高的粮食绿色全要素生产率水平。之所以资本配置扭曲在整个长江经济带数字经济对粮食绿色全要素生产率的间接影响中所做的贡献最小,可能的原因是随着国家对乡村产业振兴、新型农业经营主体培育、粮食专项或低息贷款、粮食保险、粮食生产补贴等方面的支持力度越来越大,加之数字普惠金融的助力,从而逐步削弱了资本在粮食生产中的重要性。与此同时,长江经济带上游在控制要素配置扭曲后,数字经济的影响由负转正,上升至1.427,其中劳动力要素的贡献度高达92.726,贡献率为79.567%,说明上游地区发展数字经济特别有利于劳动力要素合理配置,进而促进了该区域粮食绿色全要素生产率水平的提高。无独有偶,长江经济带下游地区在控制要素配置扭曲后,数字经济的影响上升至2.032,留下-0.156的间接影响,其中劳动力配置扭曲的解释贡献度为29.754,贡献率达92.949%,这说明下游地区数字经济发展极大地缓解了劳动力要素配置扭曲,进而转化为促进粮食绿色全要素生产率提高的动力。与此相反,长江经济带中游地区在控制要素配置扭曲后,数字经济的影响下降至-1.162,留下0.608的间接影响,其中劳动力配置扭曲、土地配置扭曲和资本配置扭曲的个体间接效应分别为0.262、0.328和0.018,贡献率分别为43.092%、33.947%和2.961%,表明中游地区数字经济的发展将扩大劳动力和土地配置扭曲程度,进而对粮食

表7 中介效应的KHB检验

DE	下游	中游	上游	整体
总效应	1.876***	-0.554	0.781***	1.280***
直接效应	2.032***	-1.162	1.427	1.095***
间接效应	-0.156*	0.608	-0.646**	0.185**
总体混淆/%	-8.316	-109.747	-82.714	14.453
个体	$\bar{\tau}_{Li}$	-0.145	0.262	-0.514
间接	$\bar{\tau}_{Ai}$	0.027	0.328	-0.096
效应	$\bar{\tau}_{Ki}$	-0.038	0.018	-0.036
中介	$\bar{\tau}_{Li}$	29.754	-48.418	92.726
混淆	$\bar{\tau}_{Ai}$	-5.540	-60.614	17.318
	$\bar{\tau}_{Ki}$	7.798	-3.326	6.494
中介	$\bar{\tau}_{Li}$	92.949	43.092	79.567
贡献	$\bar{\tau}_{Ai}$	-17.308	53.947	14.861
率/%	$\bar{\tau}_{Ki}$	24.359	2.961	34.595
			5.572	21.081

绿色全要素生产率产生一定的负向削减作用。综上,基准回归结果与KHB检验结果基本一致,说明上述结果真实地反映了要素配置扭曲作为中介变量时数字经济对粮食绿色全要素生产率的影响作用。

4. 异质性分析

根据上文的中介效应分析可知,长江经济带数字经济对上游、中游、下游的粮食绿色全要素生产率的作用机制具有明显的异质性。虽然前文已从地理区域板块探讨了长江经济带数字经济对粮食绿色全要素生产率影响的异质性,但鲜有学者进一步从经济功能圈角度进行探讨。基于此,为了进一步深入地对长江经济带数字经济对粮食绿色全要素生产率影响的区域异质性内在规律的探讨,本文借鉴齐平等^[45]、黄庆华等^[46]的研究成果,拟将长江经济带划分为六大经济圈展开分析,具体划分情况如表8所示。

表8 长江经济带六大经济圈城市划分

经济圈	城市名称
长江三角洲城市群	上海、南京、无锡、常州、苏州、南通、盐城、扬州、镇江、泰州、杭州、宁波、嘉兴、湖州、绍兴、金华、舟山、台州、合肥、芜湖、马鞍山、铜陵、安庆、滁州、池州、宣城
鄱阳湖生态经济区	南昌、景德镇、九江、新余、鹰潭、吉安、宜春、抚州、上饶
武汉经济圈	武汉、黄石、鄂州、孝感、黄冈、咸宁
环洞庭湖经济圈	荆州、长沙、岳阳、常德、益阳
成渝经济圈	重庆、成都、自贡、泸州、遂宁、内江、南充、宜宾、资阳
滇中城市经济圈	昆明、曲靖、玉溪

表9报告了长江经济带六大经济圈数字经济对粮食绿色全要素生产率影响的实证结果。从结果可以看出,数字经济对各经济圈的粮食绿色全要素生产率的作用具有明显的异质性。首先,鄱阳湖生态经济区的结果最为理想,数字经济的系数为1.959,且在1%的水平上显著,要素配置扭曲的系数均不显著,但均为负,说明鄱阳湖生态经济区的数字经济发展能够显著提高粮食绿色全要素生产率水平,且鄱阳湖地区要素配置均在合理区间。究其原因,可能是该生态经济区毗邻东南沿海等经济发达省份,农村剩余劳动力早已充分转移到非农产业,农户承包地也已有序流转到规模种粮大户手中,随着其生产经营规模的逐步扩大,其掌控资本以及配置资本的效率也会大幅提升,因而在数字经济的有效支撑下,使得该区域粮食绿色全要素生产率水平得到较大的提高。其次,长江三角洲城市群和武汉经济圈数字经济对粮食绿色全要素生产率的系数均显著为正,且土地要素配置扭曲的系数均显著为负,说明长江三角洲城市群和武汉经济圈数字经济的发展可以有效调节土地要素配置,缓解土地配置扭曲程度,从而提高粮食绿色全要素生产率水平,其中武汉经济圈数字经济对粮食绿色全要素生产率的促进作用要远大于长江三角洲城市圈。之所以如此,原因可能在于长江三角洲以工业和服务业为主,留给农业发展的空间尤其是土地资源是相对有限的,特别是粮食种植需要大量的耕地资源,对于长江三角洲城市群,人多地少,人地矛盾突出,因此数字经济的发展主要缓解人地矛盾,调节土地要素配置,从而在一定程度上削减了该区域数字经济对粮食绿色全要素生产率的支撑作用;而武汉经济圈以武汉为中心,数字经济在武汉得以蓬勃发展,而经济圈内黄石、鄂州、孝感、黄冈、咸宁主要以农业发展为主,形成了“1+6”空间格局,使得以武汉为增长极带动周边城市发展的模式形成优势互补,最终极大地促进了武汉经济圈粮食绿色全要素生产率水平的提高。再次,成渝经济圈和滇中城市经济圈数字经济系数均不显著,但均为正向影响,其中成渝经济圈劳动力配置扭曲系数显著为正,说明该地区劳动力配置不均呈扩大趋势,而滇中城市经济圈劳动力和土地配置扭曲均显著为负,说明该地区保持目前发展态势,进一步提高经济发展水平,将有利于粮食绿色全要素生产率水平的提高。最后,较为特殊的是环洞庭湖经济圈,其数字经济系数显著为负,且劳动力配置扭曲系数显著为正,说明该经济圈数字经济的发展会进一步加剧劳动力配置失衡,从而使得其对粮食绿色全要素生产率产生显著的负向效应。究其原因,可能是环洞庭湖地区特殊的自然、地理、气候等条件,使得该区域内农业生产受干旱、洪涝等自然灾害的影响首当其冲,从而极大地削弱了规模种植

户、普通农户对粮食种植收益的预期,同时在数字经济的进一步推动下,大多数农户纷纷向周边省市或者沿海经济发达地区转移,因而使得该区域优质劳动生产力损失较大,最终从整体上降低了粮食绿色全要素生产率水平。

表9 六大经济圈异质性分析

GGTFP	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\bar{\tau}_{Li}$	0.051	-0.058	-0.298	5.224**	0.410***	-1.405*
	(0.370)	(-0.890)	(-1.490)	(2.270)	(3.010)	(-1.860)
$\bar{\tau}_{Ai}$	-7.496***	-0.718	-2.567**	-1.145	-0.266	-8.244**
	(-11.170)	(-1.120)	(-2.580)	(-0.890)	(-1.210)	(-2.510)
$\bar{\tau}_{Ki}$	0.087	-0.001	-0.095	-0.436	-0.016	-0.529
	(0.940)	(-0.450)	(-0.730)	(-0.670)	(-0.710)	(-1.460)
DE	0.529*	1.959***	4.288***	-1.756**	0.147	1.856
	(1.820)	(3.010)	(4.840)	(-2.530)	(1.040)	(1.370)
其他变量	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
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	260	90	60	50	90	30

注:表中(1)~(6)分别表示长江三角洲城市群、鄱阳湖生态经济区、武汉经济圈、环洞庭湖经济圈、成渝经济圈和滇中城市经济圈。

四、结论与政策启示

本文以长江经济带为例,考察了数字经济对粮食绿色全要素生产率的影响效应与作用机制。结果发现:样本期内长江经济带数字经济发展总体呈现逐步上升趋势;数字经济对粮食绿色全要素生产率有显著的提升作用;中介效应检验发现数字经济的发展有利于缓解劳动力配置扭曲程度进而提高了粮食绿色全要素生产率水平;异质性分析发现,在长江三角洲城市群、鄱阳湖生态经济区、武汉经济圈等地,数字经济对粮食绿色全要素生产率的正向促进作用更加明显。

基于上述研究结论,得出以下政策启示:第一,加强数字基础设施建设,尤其是长江经济带中经济基础较为薄弱地区的数字基础设施建设,破除数字基础设施建设死角,促进数字技术互融互通,增强数字经济对粮食绿色生产的辐射带动能力;第二,以数字经济为载体,畅通要素流通渠道,引导要素均衡配置,建立健全数字经济对粮食绿色生产和农民职业化的融合功能,最大程度上缓和劳动力、土地、资本等要素的配置扭曲程度;第三,形成以“小圈”带动“大圈”的发展模式,先打造一批先进的数字粮食生产模范市,以供周边地区学习,逐步形成由内而外的发展带动趋势,以推动数字经济与粮食生产的深度融合,从整体上提高该区域经济带的粮食绿色全要素生产率水平。

参 考 文 献

- [1] 新华社.中共中央国务院关于学习运用“千村示范、万村整治”工程经验有力有效推进乡村全面振兴的意见[N].人民日报,2024-02-03(1).
- [2] 王学婷,张俊懿.双碳战略目标下农业绿色低碳发展的基本路径与制度构建[J].中国生态农业学报(中英文),2022(4):516-526.
- [3] 韩凤芹,陈亚平.数字经济的内涵特征、风险挑战与发展建议[J].河北大学学报(哲学社会科学版),2022(2):54-61.
- [4] 姚璐,王书华,王小腾.数字赋能中国经济绿色转型研究——基于“宽带中国”试点政策的准自然实验[J].中南财经政法大学学报,2023(2):131-145.
- [5] 高维龙.粮食产业高质量发展的绿色创新驱动机制研究[J].江西财经大学学报,2022(3):73-86.
- [6] 向书坚,吴文君.OECD数字经济核算研究最新动态及其启示[J].统计研究,2018(12):3-15.
- [7] 任保平,王昕.数字新质生产力形成中我国未来产业发展的战略选择[J].贵州大学学报(社会科学版),2024,42(5):47-55.
- [8] STEFAN S. Economics of life cycle assessment: inefficiency of the present approach [J]. Business strategy and the environment, 1997(1):1-8.
- [9] 冯杰,张世秋.基于DEA方法的我国省际绿色全要素生产率评估——不同模型选择的差异性探析[J].北京大学学报(自然科学

- 版),2017(1):151-159.
- [10] 闵锐,李谷成.转型期湖北省粮食绿色全要素生产率增长与分解——基于全国宏观横向比较的维度[J].湖北大学学报(哲学社会科学版),2014(1):137-141.
- [11] 薛选登,谷秀云.非粮化对粮食绿色全要素生产率的门槛效应研究[J].中国农业资源与区划,2022(7):17-26.
- [12] 文丰安.数字经济发展、要素配置效率与城市绿色生产效率[J].产业经济研究,2023(3):57-71,86.
- [13] 郭海红.数字乡村建设、资源要素错配与农业绿色全要素生产率[J].中国地质大学学报(社会科学版),2024(1):102-116.
- [14] 张慧毅,么成雨.数字经济背景下异质型环境规制对绿色全要素生产率的双重影响[J].商业研究,2024(6):142-152.
- [15] 宋美喆,柒江艺.数字经济背景下环境规制对绿色全要素生产率的影响——基于城市面板数据的分析[J].中国流通经济,2023(6):14-26.
- [16] SHEN Z S, WANG J P. Digital transition and green growth in Chinese agriculture[J]. Technological forecasting and social change, 2022, 181: 121742.
- [17] BRYNJOLFSSON E, ROCK D, SYVVERSON C. Artificial intelligence and the modern productivity paradox: a clash of expectations and statistics[J]. NBER working paper, 2017; 24001.
- [18] 李健.数字经济、产业链创新与绿色全要素生产率[J].统计与决策,2024(9):129-134.
- [19] 柳春,余进韬,龚星宇,等.数字化转型如何助力绿色发展——基于企业绿色创新的视角[J].广西师范大学学报(哲学社会科学版),2024,60(4):97-115.
- [20] 赵巍.数字经济与城市绿色全要素生产率:作用机制与门槛效应[J].中国流通经济,2022(11):15-26.
- [21] 蒋团标,钟敏,马国群.数字经济对农业绿色全要素生产率的影响——基于土地经营效率的中介作用分析[J].中国农业大学学报,2024(4):27-39.
- [22] 杨军,孙杰刚.数字经济对农业绿色全要素生产率的影响研究[J].东岳论丛,2024(11):139-148.
- [23] 魏丽莉,侯宇琦.数字经济对中国城市绿色发展的影响作用研究[J].数量经济技术经济研究,2022(8):60-79
- [24] 刘战伟.新型城镇化提升了中国农业绿色全要素生产率吗?——基于空间溢出效应及门槛特征[J].科技管理研究,2021(12):201-208.
- [25] 方世敏,刘小燕.粮食安全与农旅融合的互动关系——基于长江经济带粮食主产区的分析[J].湘潭大学学报(哲学社会科学版),2022(3):62-66.
- [26] 王艳,张安录.长江经济带耕地压力时空演变规律与趋势[J].长江流域资源与环境,2022(2):461-471.
- [27] TONE K. A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis[J]. European journal of operational research, 2001(3): 498-509.
- [28] OH D. A global malmquist-luenberger productivity index[J]. Journal of productivity analysis, 2010(3): 183-197.
- [29] 黄永春,宫尚俊,邹晨,等.数字经济、要素配置效率与城乡融合发展[J].中国人口·资源与环境,2022(10):77-87.
- [30] 张慧,易金彪,徐建新.数字经济对区域创新效率的空间溢出效应研究——基于要素市场化配置视角[J].证券市场导报,2022(7):13-22.
- [31] 何昭丽,王松茂.“一带一路”沿线四大区域入境旅游全要素生产率的空间差异及溢出效应研究[J].数量经济技术经济研究,2020(6):130-147.
- [32] 谭昶,吴海涛,黄大湖.产业结构、空间溢出与农村减贫[J].华中农业大学学报(社会科学版),2019(2):8-17,163.
- [33] 赖斯芸,杜鹏飞,陈吉宁.基于单元分析的非点源污染调查评估方法[J].清华大学学报(自然科学版),2004(9):1184-1187.
- [34] 史常亮.数字经济赋能农业全要素生产率增长:效应与机制[J].华南农业大学学报(社会科学版),2024(3):94-109.
- [35] 喻开志,石瑶,冯佳哈.数字经济对长江经济带产业结构升级的影响[J].财经科学,2024(2):119-135.
- [36] 唐欣,许永斌,谢诗蕾.数字经济和数据要素配置如何影响城市高质量水平提升?[J].科学学与科学技术管理,2025(1):39-53.
- [37] 周晓辉,刘莹莹,彭留英.数字经济发展与绿色全要素生产率提高[J].上海经济研究,2021(12):51-63.
- [38] 朱喜,史清华,盖庆恩.要素配置扭曲与农业全要素生产率[J].经济研究,2011(5):86-98.
- [39] BARON R M, KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. Journal of personality and social psychology, 1986(6): 1173-1182.
- [40] 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014(5):731-745.
- [41] 孙学涛,于婷,于法稳.数字普惠金融对农业机械化的影响——来自中国1869个县域的证据[J].中国农村经济,2022(2):76-93.
- [42] 缪书超,钱龙,宋亮.农业补贴与农村家庭非农创业——基于中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证分析[J].农业经济问题,2021(3):62-74.
- [43] KOHLER U, KARLSON K B, HOLM A. Comparing coefficients of nested nonlinear probability models[J]. The stata journal, 2011(3):420-438.
- [44] 郭铖,邓智敏.互联网使用、生计资本与村庄内部收入不平等——以太行山革命老区为例[J].世界农业,2024(7):99-110.
- [45] 齐平,刘佩瑶,赵放.数字产业集聚与区域经济韧性——基于省级面板数据的实证分析[J].浙江学刊,2025(2):129-137,240.
- [46] 黄庆华,刘倩,潘婷.数字经济赋能成渝地区双城经济圈制造业高质量发展[J].西南大学学报(社会科学版),2025(4):126-140.

Digital Economy ,Factor Allocation and Green Total Factor Productivity of Grain

——An Empirical Analysis Based on Panel Data of Cities in the Yangtze River Economic Belt

QIU Haoran,KONG Lingcheng,XU Hui

Abstract Leveraging the digital economy to clarify its intrinsic influence mechanism on the green total factor productivity(TFP) of grain and to drive its improvement holds significant importance for promoting sustainable development of grain production and guaranteeing grain security. Based on panel data from 110 cities in the Yangtze River Economic Belt, the super-efficient SBM-GML model and entropy value method are used to effectively measure the region's grain green TFP and the digital economy level respectively, and to deeply explore the impact of the digital economy on grain green TFP in this economic belt. The study finds that the overall development of digital economy in the Yangtze River Economic Zone shows a gradual upward trend during the sample period, and the digital economy significantly enhances grain green TFP after incorporating the three types of factor allocation as intermediary variables, it is found that digital economy development helps alleviate labor allocation distortions, thereby improving grain green TFP. Heterogeneity analysis reveals that in more economically developed regions, such as the Yangtze River Delta urban agglomeration, Poyang Lake Ecological Economic Zone and Wuhan Economic Circle, the positive contribution of digital economy to grain green TFP is more pronounced. These findings provide empirical support for the national advocacy of "vigorously developing the digital economy and boosting agriculture with digitalization", and offer important policy implications for optimizing factor allocation and enhancing grain green TPF in the Yangtze River Economic Belt.

Key words digital economy; green total factor productivity of grain; factor allocation distortion; super-efficiency SBM-GML; intermediate KHB test

(责任编辑:王 薇)