

数字经济与农业全要素生产率： 技术进步和要素流动的视角

龚勤林, 乔 涛, 冷玉婷



(四川大学 经济学院, 四川 成都 610065)

摘要 在持续提高农业创新力、竞争力和全要素生产率的背景下,利用2011—2019年中国273个地级市面板数据,实证检验了数字经济对农业全要素生产率的影响。研究结论如下:第一,数字经济发展能够显著提升农业全要素生产率;第二,技术进步和要素流动是数字经济影响农业全要素生产率的作用机制,具体包括农业技术进步、农业劳动力转移、农用耕地流转与农业资本深化;第三,数字经济作用存在异质性,其对我国西部地区农业全要素生产率提升作用不显著,且由于粮食主产区的萎缩与限制政策,数字经济带来的农业劳动力转移与农业资本深化效应会受到抑制。基于此,文章认为政府应当推动农业基础设施数字化、助力降低数字技术使用门槛、以数字赋能农业科技创新与应用、健全农地流转管理体制,强化粮食主产区农业支持政策等。

关键词 数字经济; 技术进步; 要素流动; 农业全要素生产率

中图分类号:F49;F323 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2025)02-0015-13

DOI编码:10.13300/j.cnki.hnwxb.2025.02.002

党的二十大提出要“加快建设现代化经济体系,着力提高全要素生产率”。全要素生产率是反映生产体系内部生产效率、衡量经济高质量发展的重要指标^[1]。习近平总书记指出,新质生产力是以全要素生产率的大幅提升为核心标志的先进生产力质态。党的二十届三中全会进一步强调:“促进各类先进生产要素向发展新质生产力集聚,大幅提升全要素生产率。”以往关于全要素生产率的研究多集中于制造业,近年来学术界持续提升对农业全要素生产率的关注^[2]。我国高度重视如何提升农业全要素生产率,在中共中央国务院印发的《乡村振兴战略规划(2018—2022年)》中强调要“持续提高农业创新力、竞争力和全要素生产率。”农业全要素生产率本质上反映农业生产体系内部协调程度及各要素投入效率,推动其提升,不仅是保障我国粮食安全的重要举措,更是提升农业发展质量、促进农业现代化的重要动力,亦是我国农业领域新质生产力的核心标志^[3]。

随着大数据平台、人工智能等数字技术在农业部门的应用,我国农业发展迎来了新机遇。数字经济发展为农业全要素生产率提升注入了新动能。推动数字经济和实体经济融合发展,推动农业等产业数字化,利用互联网新技术对传统产业进行全方位、全链条的改造,提高全要素生产率。近年来,伴随数字技术在我国农村地区的不断普及,数字经济逐步成为农业经济发展的重要驱动力之一。根据农业农村部发布的《数字农业农村发展规划(2019—2025)》显示,我国农业数字经济预期年均增长率为10%,农业数字经济占农业增加值比重预计从2018年的7.3%增长至2025年的15%。现有研究认为,数字经济发展能够提升人力资本水平、促进数字金融发展,为我国现代农业高质量增长带来新机遇^[4];能够增加农业相关信息对于农户的可得性,降低农户的信息搜集成本^[5];农民借助于数字渠道更快获得农业新技术与知识,加上农户的经验积累,能够获得更多农业产出。因此,

收稿日期:2024-08-29

基金项目:国家社会科学基金项目“成渝地区双城经济圈城乡融合发展研究”(20BJL088);四川省哲学社会科学基金项目“川渝高新区协同共建成效评价及优化策略研究”(SCJJ24ND084)。

研究数字经济发展与我国农业全要素生产率关系具有重要的现实意义。

目前已有关于数字经济与农业农村问题的研究主要集中在:数字经济发展如何改善农民生活水平、提升农民幸福感^[6]、缩小城乡发展差距^[7]、带动乡村产业发展、促进乡村振兴^[8]、赋能农业农村现代化^[9]。在空间尺度上,现有研究多集中于省级层面的数据分析,路径探索则多聚焦人力资本提升及技术创新等方面^[10],关注要素流动角度的研究相对较少。在农业全要素生产率的研究上,现有文章多集中于农业全要素生产率的测度与时空分析^[11]、相关因素对于农业全要素生产率的影响等^[12],其中后者关于数字经济的研究多关注数字金融领域,缺乏数字经济影响农业全要素生产率的定量分析。

数字经济不仅包括数字金融,还包括数字基础设施、数字创新等方面。同时,全要素生产率的提升不仅依靠技术进步,还可以通过生产要素的流动组合来实现。因此,本文拟从技术进步和要素流动视角,探究数字经济与农业全要素生产率之间的关系,以期探究如何通过数字经济发展驱动我国实现农业现代化发展。

现有关于数字经济与农业农村问题的研究大多关注人力资本提升与技术创新等作用路径,鲜有研究关注到要素流动的视角,实证研究又多以省级层面数据为支撑。本文的边际贡献在于:第一,从技术进步与要素流动视角,聚焦农业技术进步与劳动力(农业劳动力)、土地(农用耕地)、资本(农业资本)三要素,补充了数字经济影响农业全要素生产率的作用机制研究;第二,以城市层面数据为支撑,实证检验数字经济对农业全要素生产率的影响及机制,并对这种影响的区域间差异化表现进行分析,细化了异质性影响的研究。

一、理论机制与研究假说

数字经济不仅催生了大量新兴产业,同时也改造提升了传统产业。我国农业生产长期以来依靠“高投入—高产出”的粗放型增长方式,加上城乡要素双向流动存在制度性障碍,导致农业全要素生产率的提升受到制约^[13]。但随着数字经济与农业的融合,数字经济凭借其数据处理、信息传输以及资源要素配置等方面的天然优势,正在逐渐改造提升传统农业生产模式,对农业全要素生产率产生影响。因此,本文基于生产要素理论,剖析数字经济对农业全要素生产率的影响机理,提出理论机制与研究假说,具体如下:

1. 数字经济对农业全要素生产率的影响机理

数字经济凭借其强渗透性、非排他性、高流动性、高创新性等特点,能够从多个方面促进农业全要素生产率提升,主要通过降低农业生产投入、提升农业产出两个维度来实现,具体作用对象包括农业技术、农业劳动力、农用耕地、农业资本、交易成本和农业产品价值转化^[14-15]。第一,数字经济能够推动农业技术创新与扩散。数字经济的发展能够扩大知识空间溢出范围并降低知识搜索成本,借助数字技术、数据要素等推动农业技术创新的同时,通过数字平台促进农业技术在农村地区的普及与应用,提升农业全要素生产率。第二,数字经济能够推动农业劳动力的人力资本与配置效率提升。数字经济发展打破了传统受教育模式与知识壁垒,在提升农业劳动力人力资本的同时,通过数字平台推动农业劳动力流动,提高配置效率,提升农业全要素生产率。第三,数字经济推动农用耕地利用效率提升。数字技术在农业的应用,打破了传统的农业生产模式,通过科学种植、监测,最大化提升耕地利用效率。同时,数字普惠金融的发展缓解了农用耕地流转的资金约束,进一步提升农用耕地利用效率。第四,数字经济推动农业资本深化与流动。数字经济发展优化了农业生产投入与产出,为农业资本深化提供可能,同时,数字普惠金融为农业资本深化提供资金支持,数字技术与数字机械在农业的应用又推动了农业资本深化。借助数字平台,农用机械等农用资本能够实现跨区流动,最大限度提升其利用效率。第五,降低交易成本,推动农产品价值转化。数字经济发展可以促进技术、信息、物质等要素匹配共享^[16],降低交易成本,推动农产品电子商务平台与供应链管理的创新,减少农产品销售中间环节,提升农产品流通效率与可追溯性。例如,农户通过数字化平台购买种子、化肥以

及与农机生产商直接对接,获取更低的原料、机械购买价格,降低交易成本^[17]。同时,数字经济能够促进农产品价值转化。具体借助扩大交易范围、提升成交量以及提升单位产品价值来实现。数字经济可以有效地连通网络与物流,从而提升产品知名度,极大拓宽农产品的出售渠道^[18],亦可以通过简化交易流程,部分农产品可以形成品牌效应从而提升单位产品价值。农民借助于数字化平台直接对接上游农产品收购方,甚至直接对接消费者,以获得更高的农产品销售价格,推动农产品价值转化。通过降低成本提高产值综合提升农业全要素生产率。综上,本文提出假说H₁。

H₁:数字经济发展可以显著提升农业全要素生产率。

2. 基于技术进步与要素流动视角的机制分析

(1)数字经济发展助推农业技术进步。第一,数字经济发展帮助农业生产者利用数据驱动农业管理,利用数字技术强大的数据收集、存储以及分析功能,为农业提供更多精细化管理与决策的可能。农业生产者借助先进技术,例如传感器、遥感技术、智能设备等,监测农作物生长状态,实现精确施肥、灌溉以及农药使用等。农业科技的互联不断优化农业生产过程,实现单位投入的产出最大化^[19],提高农业全要素生产率;第二,数字经济为农业科技创新提供更多机遇与可能。农业科技部门借助于数字技术与云计算功能,加速科技创新与促进科研成果互惠共享,促进农业科技进步与技术扩散,提高农业全要素生产率。

(2)数字经济发展带动农业劳动力转移。第一,数字经济发展可以通过促进技术进步、产业转型升级以及产业间深度融合等方式提升第二、第三产业回报率^[20],吸引农业劳动力转移;第二,数字经济可以使得信息更加透明化,弱化信息壁垒^[12],从而降低就业摩擦、提升就业匹配成功率,降低农业劳动力转移成本。第三,数字经济发展可以使信息传播范围变大、壁垒降低,农业劳动力可以获得人力资本积累,提升其对现代生产方式变革的接受度^[21],增加农业劳动力向非农产业转移的个人竞争力。因此,数字经济发展可以促进农业劳动力在产业维度及空间维度转移,产业维度转移即数字经济发展吸引农业劳动力从第一产业流向第二、三产业,空间维度转移即数字经济发展吸引农业劳动力从农村流向城市。农业劳动力转移可能通过溢出效应、干中学等方式促进农业全要素生产率长效提升^[22]。

(3)数字经济发展加速农用耕地流转。伴随数字经济发展、农业劳动力人力资本提升,单位面积农用耕地需投入的农业劳动力降低,农业劳动力获得进一步解放,对于个体农户(农业经营规模较小)来说,从事农业带来的收入小于耕地流转收入与从事非农产业收入之和,因此农用耕地流转加速。农用耕地集中到农业技能水平更高的“种田大户”或者农业公司手中,耕地抛荒现象减少、单位面积产出水平提升。农用耕地要素投入是影响农业全要素生产率的核心因素之一^[23]。

(4)数字经济发展推动农业资本深化。第一,伴随数字经济发展,数字普惠金融为“种田大户”与农业公司提供农业资本深化的资金支持,例如优惠贷款等;第二,数字化平台为其提供农业生产有效信息,例如优良品种选择、种植技术与数字化机械使用方法等;第三,数字化技术与数字机械逐步应用于农业生产环节,推进机械化等农业资本深化,优化农业生产结构。机械化等农业资本深化程度的提高能够提升农业全要素生产率^[24]。综上,本文提出假说H₂。

H₂:数字经济发展可以通过带动农业技术进步、吸引农业劳动力在产业维度及空间维度转移、促进农用耕地流转、推进农业资本深化进而提升农业全要素生产率。

二、数据样本与研究设计

1. 模型构建

本文借助于Stata软件,采用面板OLS固定效应模型与中介效应模型探讨数字经济对农业全要素生产率的影响及作用机制,并在稳健性检验部分采用双重差分模型与工具变量法进一步证明结论的稳健性。基准回归与机制检验模型构建如下:

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Dige_{it} + \lambda_1 Control_{it} + \delta_t + \phi_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

在式(1)中, TFP 为本文的被解释变量农业全要素生产率(DEA—Malmquist 指数法测得);下标 i 与 t 分别代表城市与年份; $Dige$ 为本文的核心解释变量数字经济水平; $Control$ 表示一系列控制变量的合集; a_0 为截距项; β_1 与 λ_1 均为待估系数; δ_t 、 ϕ_i 与 ϵ 分别表示时间、个体固定效应与随机扰动项。

$$M_{it} = b_0 + \beta_2 Dige_{it} + \lambda_2 Control_{it} + \delta_t + \phi_i + \pi_{it} \quad (2)$$

参考江艇^[25]的研究进行机制检验, 构建式(2), 式中, M 为机制变量, b_0 为截距项, β_2 与 λ_2 均为待估系数, π 为随机扰动项, 其余含义与式(1)相同。

2. 变量选取

(1) 被解释变量。选取农业全要素生产率作为被解释变量。农业全要素生产率本质上反映农业生产体系内部协调程度及各要素投入效率, 现关于农业全要素生产率的测度方式多样, 主流的方法主要有数据包络分析(DEA)与随机前沿分析(SFA)等。本文采用 DEA—Malmquist 指数方法进行测量, 因为其能够适应投入一产出的面板数据, 能够构造多个生产前沿, 符合现实, 并且不需设定生产函数与假设条件, 对于同类型单位具有可比性。参考李谷成^[26]的研究, 选取第一产业产值作为产出变量, 选取劳动力(一产从业人员数)、土地(农作物播种面积)、机械(农用机械动力)、化肥(化肥施用量)、水资源(有效灌溉面积)作为投入变量。产出变量与投入变量均做了取对数处理。

采用 DEA—Malmquist 指数方法测量出的是农业全要素生产率相对于上一年的变化率即农业全要素生产率变化率($tfpch$), 并且可以进一步分解为技术效率变化率($effch$)与技术进步变化率($tech$), 其中技术效率变化率又可以分解为纯技术效率变化率($pech$)与规模效率变化率($sech$)。参考邱斌等^[27]的研究, 将样本中所有城市 2010 年的农业全要素生产率(TFP)、技术效率(EFF)、技术进步(TE)、纯技术效率(PE)与规模效率(SE)设为 1(即以 2010 年为基期), 依次累积相乘得到样本中 2011—2019 年的农业全要素生产率、技术效率、技术进步、纯技术效率与规模效率指数。技术效率(EFF)变动代表生产率变化中不归结于要素投入变动或技术进步(TE)的部分, 技术进步(TE)数值增加表示技术改进或创新带来的生产效率提高, 纯技术效率(PE)进步归因于生产要素利用效率提升且不考虑技术进步的贡献, 规模效率(SE)变化代表经济体因为规模的变动带来的效率变化。

(2) 核心解释变量。核心解释变量为数字经济, 数字经济指标体系参考赵涛等^[28]的研究, 并结合国家统计局以及中国信息通信研究院对于数字经济的定义, 从数字基础设施、数字产业化、产业数字化、数字创新与政府关注度五个方面构建数字经济指标体系。数字基础设施的指标包括移动电话用户年末数与互联网宽带接入用户数;数字产业化的指标包括计算机服务和软件业从业人员数与电信业务收入;用中国数字普惠金融指数衡量产业数字化;以该城市当年申请的数字经济相关实用型专利数量衡量数字创新;另外加入政府工作报告中数字经济相关词频衡量政府关注度。本文将采用熵值法进行综合估计, 在得到每个指标的权重基础上, 根据各自权重分别乘以该指标标准化后的值进行加总, 最终得到数字经济综合指标值。

(3) 控制变量。控制变量参考唐建军等^[22]的研究, 并加入可能影响农业全要素生产率的因素。在宏观层面, 分别从经济结构、政府行为与资产规模角度选取控制变量, 经济结构方面选择第三产业增加值与第二产业增加值的比控制产业结构(ind)的影响;政府行为方面选择地方财政预算内支出取对数控制政府财政支出(gov)的影响, 选择财政支出中农林水务支出取对数控制农业财政支出(agr)的影响;资产规模方面选择固定资产投资总额取对数控制投资水平(inv)的影响。在微观层面, 从消费和储蓄的角度, 控制可能会影响农业全要素生产率的因素, 选择社会消费品零售总额取对数控制消费水平(con)的影响, 选择年末金融机构存款余额取对数控制储蓄水平(dep)的影响。

(4) 机制变量。根据上文所述机理, 本文选取的代理变量共计 5 个:①农业技术进步, 采用技术进步(TE)与农业科技创新($M1$)两个指标共同衡量, 由于数据可得性原因, 采用农业科技专利数(省级数据)乘以该市科技财政支出占全省该年科技财政支出比例再总体取对数衡量农业科技创新;②农业劳动力转移($M2$), 由于非农业人口指标统计时不受户口及地域限制, 更能直观体现非农人口人数变动, 因此采用非农业人口数与人口自然增长率的比并取对数进行衡量, 数值上升则表明农业劳

动力向非农业转移;③农用耕地流转(M_3),由于数据可得性原因,本文采取家庭承包耕地流转面积(省级数据)乘以该市第一产业从业人员数占全省该年一产从业人员数的比例再总体取对数进行衡量;④农业资本深化(M_4),采用农用机械总动力与粮食播种面积之比取对数进行衡量。主要变量及描述性统计见表1。

表1 主要变量及描述性统计

指标名称	指标说明	均值	标准差	权重
被解释变量				
	农业全要素生产率	1.086	0.104	—
产出	一产产值/亿元	181.978	119.120	
	一产从业人员数/万人	0.677	1.745	
	农作物播种总面积/千公顷	538.585	400.613	
投入	农用机械动力/万千瓦	370.976	305.605	—
	有效灌溉面积/千公顷	200.198	161.617	
	化肥施用量/万吨	20.088	17.626	
	EFF:技术效率	1.001	0.118	
	TE:技术进步	1.096	0.139	
TFP分解	PE:纯技术效率	1.013	0.047	—
	SE:规模效率	0.987	0.102	
核心解释变量				
	数字经济指数	0.262	0.081	—
数字基础设施	移动电话用户年末数/万户	438.248	405.316	0.104
	互联网宽带接入用户数/万户	93.057	97.268	0.104
数字产业化	计算机服务和软件业从业人员数/万人	0.901	2.404	0.141
	电信业务收入/万元	399408	559218	0.101
产业数字化	数字普惠金融指数	140.197	72.290	0.101
政府关注度	政府工作报告数字经济相关词频	8.711	7.589	0.136
数字创新	当年申请数字经济相关实用专利数	720.273	2182.324	0.313
控制变量				
产业结构	三产增加值/二产增加值	0.962	0.494	
政府财政支出	地方财政预算内支出/亿元,取对数	5.633	0.649	
农业财政支出	农林水务支出/亿元,取对数	3.501	0.704	—
投资水平	固定资产投资总额/万元,取对数	16.255	0.937	
消费水平	社会消费品零售总额/万元,取对数	15.559	0.998	
储蓄水平	年末金融机构存款余额/万元,取对数	16.808	0.980	
机制变量				
农业科技创新	$\ln(\text{农业科技创新专利数(省)} \times \text{各市科技财政支出占所属省总数的比})$	4.557	1.318	
农业劳动力转移	$\ln(\text{非农人口}/\text{人口自然增长率})$	4.747	0.767	—
农用耕地流转	$\ln(\text{家庭承包耕地流转面积(省)} \times \text{各市一产从业人数占所属省总数的比})$	13.359	1.317	
农业资本深化	农用机械动力(万千瓦)/粮食播种面积(千公顷),取对数	0.718	0.376	

3. 数据来源

由于数字经济指标体系中“北京大学数字普惠金融指数”数据时间起点为2011年^[29],所以本文农业全要素生产率测算的基期选择为2010年,另考虑到数据的真实性,数据样本区间选取2011—2019年;剔除直辖市及部分数据缺失严重的地级市(不含港澳台地区),最终选取我国273个地级市构造面板数据。数据均来自EPS数据库、CSMAR数据库、《中国城市统计年鉴》以及地方各市官方网站。部分缺失值采用线性插补法进行适当增补。

三、数字经济影响农业全要素生产率的实证检验结果

1. 基准回归

基准回归结果如下表2,核心解释变量均为数字经济指数(*Dige*)并且均控制了时间、个体固定效应。第(1)(2)列被解释变量为农业全要素生产率(*TFP*),第(2)列为第(1)列基础上加入控制变量的回归结果。由第(1)列可见,加入控制变量前核心解释变量的回归系数为正并且在1%的统计水平上显著,这说明数字经济发展可以显著提升农业全要素生产率。但考虑到所在地区产业结构、财政支出、投资水平等因素均有可能影响到农业生产,本文加入控制变量进行回归,结果见表2第(2)列,加入控制变量后核心解释变量系数为0.227,数值变化较小并通过了5%的显著性检验。经济学意义上,在其他条件保持不变的情况下,数字经济指数(*Dige*)每提高1个单位值,农业全要素生产率提高0.227个单位值。这一结果进一步证实了数字经济可以显著提升农业全要素生产率,即验证了本文所提出的假说H₁。这一结论亦与现实情况一致,根据中国信息通信研究院历年发布的《中国数字经济发展白皮书》,我国农业数字经济渗透率从2016年的6.2%增长至2019年的8.2%,数字经济正在通过与农业融合推动我国农业发展。

表2 数字经济对农业全要素生产率影响的基准回归结果 N=2457

变量	(1) <i>TFP</i>	(2) <i>TFP</i>	(3) <i>TE</i>	(4) <i>EFF</i>	(5) <i>PE</i>	(6) <i>SE</i>
<i>Dige</i>	0.285*** (0.106)	0.227** (0.108)	0.398*** (0.078)	-0.169* (0.099)	0.058 (0.046)	-0.210** (0.084)
			-0.034*** (0.008)	0.017*** (0.006)	-0.038*** (0.008)	-0.004 (0.004)
<i>ind</i>				-0.038*** (0.008)	-0.038*** (0.008)	-0.034*** (0.006)
					-0.004 (0.004)	-0.002 (0.006)
<i>gov</i>		-0.024 (0.017)	-0.016 (0.012)	-0.010 (0.015)	-0.005 (0.007)	-0.002 (0.013)
<i>agr</i>	0.007 (0.006)	-0.008* (0.005)	0.009 (0.006)	0.002 (0.003)	0.008 (0.005)	
<i>inv</i>	0.007 (0.005)	-0.021*** (0.003)	0.026*** (0.004)	0.020*** (0.002)	0.007** (0.004)	
<i>con</i>	0.011* (0.007)	-0.000 (0.005)	0.008 (0.006)	0.009*** (0.003)	0.001 (0.005)	
<i>dep</i>	0.013 (0.018)	0.041*** (0.013)	-0.024 (0.017)	0.010 (0.008)	-0.032** (0.014)	
<i>_cons</i>	0.971*** (0.021)	0.619** (0.293)	0.691*** (0.211)	0.967*** (0.268)	0.424*** (0.124)	1.467*** (0.227)
<i>R</i> ²	0.264	0.273	0.863	0.591	0.116	0.646
<i>year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>city</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著;括号内是稳健标准误。下同。

为进一步探索数字经济发展提升农业全要素生产率的深层原因,利用DEA方法将农业全要素生产率(*TFP*)分解为技术进步(*TE*)与技术效率(*EFF*),并进一步将技术效率分解为纯技术效率(*PE*)与规模效率(*SE*)。表2第(3)列中,被解释变量为技术进步(*TE*),核心解释变量回归系数为0.398,且在1%统计水平上显著,第(4)列被解释变量为技术效率(*EFF*),核心解释变量回归系数为-0.169,且通过了10%的显著性检验。可见,数字经济发展主要通过带动技术进步进而带动农业全要素生产率提升。第(5)列纯技术效率(*PE*)的核心解释变量回归结果不显著,第(6)列规模效率(*SE*)的核心解释变量回归系数为-0.210,且通过了5%的显著性检验。因此,数字经济发展导致技术效率(*EFF*)下降的原因在于数字经济降低了农业生产的规模效率(*SE*)。

综上,数字经济发展可以显著提升农业全要素生产率,假说H₁得证,并且技术进步是其推动农业全要素生产率提升的主要途径。值得注意的是,数字经济发展会显著降低农业生产的规模效率,原

因可能有以下几点:第一,“数字鸿沟”问题。由于存在数字鸿沟,数字技术的应用需要农业从业人员具备相应的技术适应能力以及数字素养,包括引入数字技术所需要的投资成本与技术门槛,而当前我国农业仍处于小农生产阶段,生产成本高且附加值低^[30],部分农业生产者无法有效利用数字技术整合资源。加上数字设备购入的高昂花费以及数字技术应用存在困难,导致其失去规模化生产的机会,规模效率下降。第二,规模不经济。对于大规模农业生产者来说,数字经济发展为其提供了扩大规模的可能,但由于数字技术在农业生产全过程中的应用还存在缺口和不成熟,规模的盲目扩张反而会导致其远离规模效率最优点,并且由于大规模农业生产者的扩张,小规模农业生产者面临被市场边缘化的风险,降低整体规模效率。第三,数字经济的“长尾效应”。在数字经济中,由于互联网的存在,市场上的商品和服务可以更加细分和个性化,导致农业生产须更加精细化与个性化,不利于市场形成规模效应,从而制约了规模效率^[31]。

2. 机制检验

本文基于生产要素理论,聚焦于农业技术进步、农业劳动力转移、农用耕地流转与农业资本深化四个方面,探索数字经济影响农业全要素生产率的作用机制,采用固定效应面板模型对前文提出的机制进行检验,验证假说H₂。回归结果如表3。

(1)数字经济、农业技术进步与农业全要素生产率。表3第(1)列与表2第(2)(3)列结果共同说明了农业技术进步是数字经济发展促进农业全要素生产率提升的机制之一。表3第(1)列被解释变量是农业科技创新,核心解释变量数字经济发展水平(Dige)的回归系数为3.117并在1%统计水平上显著,验证了数字经济发展能够促进农业科技创新。结合表2第(2)(3)列的回归结果,数字经济发展通过推动技术创新与农业科技创新综合推进农业技术进步,进而提升农业全要素生产率。综上,本文认为农业技术进步是数字经济发展提升农业全要素生产率的机制之一。

(2)数字经济、农业劳动力转移与农业全要素生产率。表3第(2)列与表2第(2)列结果说明了数字经济可以促进农业劳动力转移,进而提升农业全要素生产率。表3第(2)列中被解释变量为农业劳动力转移,核心解释变量回归系数为0.180,在10%的统计水平上显著,验证了数字经济发展能够促进农业劳动力转移。综上,本文认为农业劳动力转移是数字经济发展提升农业全要素生产率的机制之一。

(3)数字经济、农用耕地流转与农业全要素生产率。由表3第(3)列与表2第(2)列,可以得出结论:数字经济通过促进农用耕地流转提升农业全要素生产率。表3第(3)列中被解释变量为农用耕地流转,核心解释变量的回归系数在1%的统计水平上显著为正,验证了数字经济发展能够促进农用耕地流转。综上,农用耕地流转是数字经济发展提升农业全要素生产率的机制之一。

(4)数字经济、农业资本深化与农业全要素生产率。表3第(4)列中被解释变量为农业资本深化,核心解释变量的回归系数在1%的统计水平上显著为正,验证了数字经济发展能够促进农业资本深化。结合表2的第(2)列,可知数字经济发展所提供的包括数字普惠金融、农业智能化数字化以及实用型数字技术在农业方面的应用,促进了农业机械化等农业资本深化。综上,本文认

表3 数字经济影响农业全要素生产率的机制检验

N=2457

变量	(1) 农业科技创新	(2) 农业劳动力转移	(3) 农用耕地流转	(4) 农业资本深化
Dige	3.117*** (0.609)	0.180* (0.099)	3.608*** (0.847)	0.624*** (0.206)
ind	-0.070 (0.047)	0.005 (0.008)	-0.003 (0.065)	0.029* (0.016)
gov	0.865*** (0.093)	-0.016 (0.015)	-0.017 (0.130)	-0.020 (0.032)
agr	0.009 (0.036)	0.009 (0.006)	-0.034 (0.050)	-0.008 (0.012)
inv	0.130*** (0.026)	0.012*** (0.004)	-0.052 (0.036)	0.050*** (0.009)
con	0.028 (0.037)	0.008 (0.006)	0.008 (0.052)	-0.001 (0.013)
dep	0.301*** (0.103)	0.020 (0.017)	-0.153 (0.143)	-0.092*** (0.035)
_cons	-8.911*** (1.648)	4.063*** (0.268)	15.539*** (2.291)	1.413** (0.557)
R ²	0.666	0.408	0.181	0.041
year	控制	控制	控制	控制
city	控制	控制	控制	控制

为农业资本深化是数字经济发展提升农业全要素生产率的机制之一。

综上,数字经济可以通过推动农业技术进步、吸引农业劳动力在产业维度及空间维度转移、推动农用耕地流转与农业资本深化进而提升农业全要素生产率。验证了假说 H₂。

3. 稳健性检验

(1) 替换被解释变量。对于前文构建的农业全要素生产率指标体系中,去掉化肥与水资源后,计算指标(*TFP_3*)对被解释变量进行替换。现有研究中,部分学者认为化肥与水资源属于中间产品,因此不纳入农业全要素生产率的核算指标内,本文考虑此种农业全要素生产率指标体系构建方式并加入稳健性检验。结果如表 4 第(1)列所展示,核心解释变量回归系数为正且在 5% 统计水平上显著,证明了回归结果的稳健性。

(2) 替换核心解释变量。基准回归中采用熵值法确定核心解释变量各指标的权重,此处采用主成分分析法提取三个公共因子,累计方差贡献率为 85.7%,且 KMO 值为 0.779,Bartlett 球形检验值为 12536.515(*P*<0.001),满足数据分析要求,构建数字经济发展水平指标,替换核心解释变量进行稳健性检验。回归结果如表 4 第(2)列,主成分分析法计算的数字经济发展水平指数(*Dige_pca*)回归系数在 5% 统计水平上显著为正,表明基准回归结论不受数字经济发展水平指标测度方法影响。

(3) 更换回归模型。考虑到不同回归模型可能导致回归结果的不同,采用 OLS 模型替换基准回归模型进行稳健性检验。结果如表 4 第(3)列所示,核心解释变量回归系数在 5% 统计水平上显著为正,证明了回归结果的稳健性。

(4) 剔除海南与西藏样本。由于海南的地理位置与西藏样本数据质量的特殊性,考虑到数据原因可能带来的偏误,剔除海南与西藏样本后进行检验。结果如表 4 第(4)列所示,核心解释变量回归系数在 5% 统计水平上显著为正,证明了回归结果的稳健性。

(5) 外生冲击检验。借鉴赵涛等^[28]的做法,利用“宽带中国”试点的网络基础设施升级作为外生政策冲击,使用双重差分法进行准自然实验。“宽带中国”试点政策的施行用于扩大试点城市宽带用户规模,推进宽带网络提速,数字经济深层次发展与信息服务水平提升依赖于网络基础设施建设与宽带技术升级,并且该政策覆盖城乡、分三批试点,符合多期 DID 条件。构建的双重差分模型如下:

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \beta_1 DID_{it} + \lambda_1 Control_{it} + \delta_i + \phi_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)中,DID 为该年是否被列为“宽带中国”试点对象,是则取 1,否则取 0,其余符号含义与式(1)(2)相同。

回归结果见表 4 第(5)列,结果表明,“宽带中国”试点政策对于农业全要素生产率在 10% 的统计水平上具有显著的正向影响,表明基准回归中研究结论是稳健的。

另外,在进行回归之前,对模型的平行趋势假设进行了验证,将样本城市设为试点城市前的第三期作为基期,由表 5 可知,在“宽带中国”政策试点设立之前,其对于农业全要素生

表 4 稳健性检验回归结果 N=2457

变量	(1) <i>TFP_3</i>	(2) 替换核心 解释变量	(3) OLS	(4) 剔除部分 样本	(5) “宽带中 国”试点
<i>Dige</i>	0.227** (0.108)		0.227** (0.108)	0.224** (0.109)	
<i>Dige_pca</i>			0.011** (0.005)		
<i>DID</i>					0.011* (0.006)
<i>ind</i>	-0.034*** (0.008)	-0.034*** (0.008)	-0.034*** (0.008)	-0.034*** (0.009)	-0.035*** (0.008)
<i>gov</i>	-0.024 (0.017)	-0.024 (0.017)	-0.024 (0.017)	-0.023 (0.017)	-0.022 (0.017)
<i>agr</i>	0.007 (0.006)	0.007 (0.006)	0.007 (0.006)	0.006 (0.006)	0.008 (0.006)
<i>inv</i>	0.007 (0.005)	0.007 (0.005)	0.007 (0.005)	0.007 (0.005)	0.007 (0.005)
<i>con</i>	0.011* (0.007)	0.011* (0.007)	0.011* (0.007)	0.011* (0.007)	0.011* (0.007)
<i>dep</i>	0.013 (0.018)	0.014 (0.018)	0.013 (0.018)	0.013 (0.019)	0.020 (0.018)
<i>_cons</i>	0.619** (0.293)	0.660** (0.296)	0.545* (0.322)	0.616** (0.299)	0.523* (0.291)
<i>R²</i>	0.273	0.273	0.561	0.273	0.273
<i>year</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>city</i>	控制	控制	控制	控制	控制

产率的影响趋势较为平缓且不显著,设立之后第三年开始,影响逐渐增大并且显著,可知平行趋势假设成立,即通过了平行趋势检验。但该政策对于农业产生的影响可能存在一定的滞后性。图1刻画了90%置信区间平行趋势检验的估计结果。

表5 平行趋势回归系数

时期	Pre_2	Pre_1	current	Las_1	Las_2	Las_3	Las_4	Las_5
系数	0.008	0.010	0.009	0.013	0.012	0.019*	0.035***	0.054***
(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.012)	(0.016)

(6)工具变量法。考虑到模型设定中可能存在因遗漏变量、反向因果等产生的内生性问题,本文选择工具变量法进行估计。参考黄群惠等^[32]的研究,选取1984年城市层面每百人固定电话数作为数字经济的工具变量,一方面,互联网的普及最初是依托于传统电信基础设施,满足相关性要求;另一方面,固定电话这一工具的使用率随着电信行业的发展也逐步淡化,满足排他性。另外,引入滞后一期数字经济指标与1984年每百人固定电话数构造交互项,作为数字经济指标的工具变量(IV)。

估计结果见表6,第一阶段回归中工具变量IV的回归系数与第二阶段回归中核心解释变量Dige的回归系数均为正并在1%统计水平上显著,同时Durbin检验和Wu-Hausman F检验均表明模型存在内生性问题,且弱工具变量检验通过。综合表明,在利用工具变量缓解内生性问题后,核心解释变量Dige的回归系数仍在1%统计水平上显著为正,证明了研究结论的稳健。

4. 异质性分析

本文按地理区域划分以及是否为粮食主产区两种划分方式进行异质性分析,结果如表7。

(1)按地理区域划分。根据国家统计局的划分标准,将总体样本划分为东中部地区和西部地区以考察数字经济对农业全要素生产率的异质性影响。原因在于:第一,东中部地区和西部地区在数字化程度上存在明显差异,尤其是基础设施建设、数字技术应用方面,数字经济与农业生产融合程度可能会存在差异;第二,我国不同地区之间的自然条件差异明显,东中部地区地势较为平坦,气候整体温暖湿润、水资源相对丰富,适合农业生产规模化,而西部地区地形多山、气候条件复杂,自然条件会限制当地农业发展。因此,数字经济对于农业全要素生产率的提升作用

可能在西部地区表现不佳。实证回归结果如表7第(1)(2)列所示,被解释变量均为农业全要素生产率,核心解释变量均为数字经济发展水平。表7第(1)列东中部地区核心解释变量系数为正且在5%的统计水平上显著,然而,表7第(2)列西部地区核心解释变量回归系数未通过10%的显著性检验,原因可能在于西北干旱地区和西南喀斯特地貌区数字基础设施建设难度高、机械化难度高、农用耕地预期收益低,农村较为落后、劳动力流失情况严重且耕地抛荒问题严重,造成耕地流转率不高。东中部地区以平原地区为主,耕地机械化难度低,自然条件也更适宜农业发展,农业预期收益较高,种

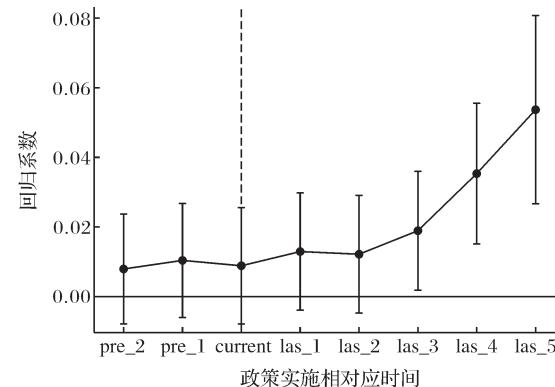


图1 平行趋势检验

表6 工具变量估计结果 N=1680

变量	(1) Dige 第一阶段	(2) TFP 第二阶段
iv	0.2306*** (0.012)	
Dige		1.185*** (0.276)
ind	-0.0037* (0.002)	-0.050*** (0.010)
gov	0.0044 (0.004)	-0.015 (0.019)
agr	0.0017 (0.001)	0.005 (0.008)
inv	0.0039*** (0.001)	0.002 (0.005)
con	0.0015 (0.001)	0.005 (0.007)
dep	0.0101*** (0.004)	0.008 (0.021)
_cons	0.0164 (0.072)	0.530 (0.378)
R ²	0.978	0.567
Durbin检验		14.170***
Wu-Hausman F		12.377***
弱工具变量检验		367.559*** (16.38)

植大户(或农业公司等)也更愿意付出更高的租金租用耕地,耕地利用率高、流转数目大,更有利于数字技术等在农业生产环节的大规模高效应用。同时,已有研究发现,经济欠发达地区耕地流转行为萎缩,因为农户对于土地的依赖性更强^[33]。

(2)按是否为粮食主产区划分。中国根据不同省份的自然条件划分了不同的粮食功能区,对于粮食主产区出台相关限制政策以及补贴政策,形成了功能区之间农业种植结构的差异,这种差异与限制政策会直接影响到农业生产,并且会影响到数字经济与传统农业的融合过程,因此根据《国家粮食安全中长期规划纲要(2008—2020)》的划分标准,将总体样本划分为粮食主产区与非粮食主产区以考察数字经济对农业全要素生产率的异质性影响。实证结果见表7第(3)(4)列,被解释变量均为农业全要素生产率,核心解释变量均为数字经济发展水平。第(4)列核心解释变量回归系数为0.559,且在1%统计水平上显著,表明数字经济发展会显著提升非粮食主产区农业全要素生产率;但第(3)列核心解释变量回归系数为-0.397,且通过了1%统计水平上的显著性检验,表明数字经济发展对于粮食主产区农业全要素生产率具有显著的负向作用。为探索其中原因,本文进行进一步分析。

四、进一步分析:粮食主产区数字经济对农业全要素生产率的影响

为进一步探索粮食主产区数字经济发展对农业全要素生产率呈现负向作用的内在原因,此处将农业全要素生产率(*TFP*)拆解为技术效率(*EFF*)与技术进步(*TE*),并进一步将技术效率(*EFF*)分解为纯技术效率(*PE*)与规模效率(*SE*),分别将这五个变量作为被解释变量加入回归中,所得结果见表8。由表(1)–(5)列核心解释变量回归结果知,粮食主产区数字经济发展会显著降低农业全要素生产率,降低规模效率,虽促进技术进步,但显著性与回归系数较小。可见,在粮食主产区,数字经济发展对农业全要素生产率呈显著负向作用的主要原因在于技术贡献度不足与规模效率降低。粮食主产区数字经济发展会显著降低农业生产规模效率的原因可能在于:受到“粮食大省、经济弱省、财政穷省”影响,粮食主产区土地流转率整体低于非主产区,农业生产的规模化与产业化程度仍然处于较低

表7 异质性检验

变量	表7 异质性检验			
	(1) <i>TFP</i> 东中部地区	(2) <i>TFP</i> 西部地区	(3) <i>TFP</i> 粮食主产区	(4) <i>TFP</i> 非粮食主产区
<i>Dige</i>	0.248** (0.124)	-0.014 (0.231)	-0.397*** (0.153)	0.559*** (0.163)
<i>ind</i>	-0.056*** (0.009)	0.031* (0.017)	-0.047*** (0.011)	0.000 (0.012)
<i>gov</i>	-0.015 (0.018)	-0.121*** (0.044)	-0.011 (0.023)	-0.077*** (0.028)
<i>agr</i>	0.004 (0.007)	0.038** (0.018)	-0.015* (0.009)	0.022** (0.009)
<i>inv</i>	0.004 (0.005)	0.021** (0.010)	0.022*** (0.008)	0.002 (0.006)
<i>con</i>	0.016 (0.012)	0.005 (0.008)	0.021 (0.015)	0.008 (0.007)
<i>dep</i>	0.006 (0.020)	0.154*** (0.052)	0.006 (0.023)	0.052 (0.033)
_cons	0.678** (0.336)	-1.338* (0.734)	0.476 (0.382)	0.260 (0.508)
N	1953	504	1530	927
R ²	0.272	0.360	0.243	0.379
year	控制	控制	控制	控制
city	控制	控制	控制	控制

表8 粮食主产区数字经济对农业全要素生产率的影响

变量	N=1530				
	(1) <i>TFP</i>	(2) <i>EFF</i>	(3) <i>TE</i>	(4) <i>PE</i>	(5) <i>SE</i>
<i>Dige</i>	-0.397*** (0.153)	-0.464*** (0.145)	0.188* (0.105)	-0.018 (0.060)	-0.429*** (0.123)
<i>ind</i>	-0.047*** (0.011)	-0.045*** (0.011)	0.013 (0.008)	-0.011** (0.004)	-0.034*** (0.009)
<i>gov</i>	-0.011 (0.023)	-0.023 (0.021)	0.018 (0.016)	-0.005 (0.009)	-0.020 (0.018)
<i>agr</i>	-0.015* (0.009)	-0.012 (0.008)	-0.000 (0.006)	-0.005 (0.003)	-0.007 (0.007)
<i>inv</i>	0.022*** (0.008)	0.043*** (0.007)	-0.032*** (0.005)	0.029*** (0.003)	0.017*** (0.006)
<i>con</i>	0.021 (0.015)	0.023* (0.014)	-0.012 (0.010)	0.013** (0.006)	0.013 (0.012)
<i>dep</i>	0.006 (0.023)	-0.019 (0.022)	0.029* (0.016)	0.016* (0.009)	-0.031* (0.018)
_cons	0.476 (0.382)	0.570 (0.362)	1.075*** (0.261)	0.133 (0.149)	1.289*** (0.306)
R ²	0.243	0.592	0.873	0.178	0.639
year	控制	控制	控制	控制	控制
city	控制	控制	控制	控制	控制

水平,因此会降低农业生产的规模效率^[34]。另外,由于粮食主产区多为“财政穷省”以及一系列非农开发的限制政策,导致技术进步对于农业全要素生产率提升的贡献度较低,整体表现为粮食主产区数字经济发展对于农业全要素生产率具有负向影响;对于非粮食主产区,尤其是东部沿海地区,数字经济发展水平高,农业科技研发投入大,在二、三产业带动下,技术进步作用更加明显^[35],即数字经济发展显著提升农业全要素生产率。

表9展示了粮食主产区数字经济发展对于农业科技创新以及要素流动的影响。由表9第(1)列与表8第(3)列的结合可知,粮食主产区数字经济发展对于农业科技创新的促进作用是显著的,但是对技术进步(*TE*)影响的显著性较差一些。此显著性差异的原因可能在于粮食主产区数字经济发展带来的农业科技创新在该地农业生产环节的推广不足,即相关农业科技创新并没有及时使用以及推广。由表9的(2)(4)列可见,粮食主产区数字经济发展对于农业劳动力转移以及农业资本深化的影响并不显著。造成以上差异以及回归结果不显著的原因可能在于我国粮食主产区出现的萎缩态势。已有学者注意到此问题,认为粮食主产区萎缩的根本原因在于粮食种植收益低,对于地方政府的财政收入贡献小,地方政府对于粮食种植重视度不高^[36]。另外,由于中国对于粮食主产区实施一系列政策来限制非农开发、保护农田资源及农业生态环境,这一系列限制会在一定程度上抑制要素的自由流动^[37]。综合表9的第(3)列与表8的第(5)列可知,粮食主产区数字经济发展促进农用耕地流转,但却并未提升农业生产的规模效率,反而呈

现出规模效率下降的现象。出现此现象的原因除前文所提及的“数字鸿沟”、规模不经济、数字经济的“长尾效应”之外,还包括套取农业补贴现象。为保障粮食安全,粮食主产区一直是各类农业补贴的重点对象,但由于相关监管不完善,套取农业补贴现象严重,调查显示,大量“非粮化”“非农化”以及“空壳”涉农企业通过承包流转土地套取农业补贴^[38]。

因此,对于粮食主产区来说,由于地方政府重视度不高,粮食主产区出现萎缩,数字经济发展带来的农业科技创新可能存在使用以及推广不足的问题,加上相关限制非农开发的政策,要素流动受到抑制,数字经济发展对于农业劳动力转移与农业资本深化的影响并不显著,并且由于套取农业补贴现象严重、“数字鸿沟”等问题,数字经济发展虽推动农用耕地流转,但整体仍呈现出降低农业生产规模效率的现象。

五、结论与建议

本文从技术进步和要素流动视角,探寻数字经济与农业全要素生产率的关系。利用2011—2019年中国273个地级市的面板数据,实证检验了数字经济对农业全要素生产率的影响及作用机制。

研究发现:第一,数字经济发展能够显著提升农业全要素生产率,农业技术进步是其中主要原因,作用机制包括农业科技创新与应用、农业劳动力在产业及空间维度转移、农用耕地流转与农业资本深化。但同时,数字经济发展会显著降低农业生产的规模效率。第二,在我国西部地区,数字经济发展对于农业全要素生产率的促进作用不显著,原因可能在于西北干旱地区和西南喀斯特地貌机

表9 粮食主产区数字经济发展对农业

全要素生产率提升的机制分析 N=1530

变量	(1) 农业科技创新	(2) 农业劳动 力转移	(3) 农用耕地 流转	(4) 农业资本 深化
<i>Dige</i>	3.150*** (0.779)	-0.030 (0.143)	5.036*** (1.252)	0.065 (0.287)
<i>ind</i>	0.085 (0.058)	-0.005 (0.011)	0.013 (0.093)	0.059*** (0.021)
<i>gov</i>	0.836*** (0.115)	0.024 (0.021)	0.188 (0.185)	-0.136*** (0.042)
<i>agr</i>	0.030 (0.045)	0.004 (0.008)	0.048 (0.072)	0.021 (0.016)
<i>inv</i>	0.366*** (0.039)	0.007 (0.007)	-0.157** (0.063)	-0.012 (0.014)
<i>con</i>	-0.092 (0.074)	0.019 (0.014)	-0.015 (0.119)	0.023 (0.027)
<i>dep</i>	-0.044 (0.116)	0.015 (0.021)	-0.141 (0.187)	-0.055 (0.043)
<i>_cons</i>	-5.312*** (1.941)	4.076*** (0.355)	15.964*** (3.120)	2.014*** (0.715)
<i>R</i> ²	0.704	0.432	0.175	0.048
<i>year</i>	控制	控制	控制	控制
<i>city</i>	控制	控制	控制	控制

机械化难度高,两地农用耕地预期收益低,劳动力流失与耕地抛荒问题严重,农用耕地流转率不高;数字经济发展会显著提升非粮食主产区农业全要素生产率,却对粮食主产区的农业全要素生产率存在负面影响。进一步地,这种负面影响的原因在于技术贡献度不足与规模效率降低。对于粮食主产区来说,由于粮食种植对于政府财政收入贡献小,政府对于粮食种植重视度不高,粮食主产区出现萎缩,数字经济发展带来的农业科技创新使用及推广不足,加上粮食主产区一系列限制政策,抑制要素流动,造成数字经济发展带来的农业资本深化与农业劳动力转移效应受到抑制,且由于“数字鸿沟”、规模不经济、数字经济的“长尾效应”及套取农业补贴现象严重等问题,数字经济发展虽推动农用耕地流转,但整体仍呈现出降低农业生产规模效率的现象。

综上,本文的政策建议是:第一,推动农村基础设施数字化,降低数字技术、信息、工具使用壁垒。应加快农村宽带、通信基站等信息网络建设,推进农村道路、物流等基础设施数字化,推动农业生产、销售等环节数字化、智能化。搭建农业信息交流平台,降低农民信息使用成本,包括但不限于农业知识技能传播、信息共享、农业技术帮扶等,降低数字普惠金融产品使用门槛,不断缩小“数字鸿沟”。第二,以数字赋能农业科技创新与应用。借助于大数据、人工智能等推进农业科技创新,借助数字平台,将创新成果切实用于农业发展。第三,健全农用耕地流转管理体制,鼓励农用机械跨区作业。借助于大数据、数字平台等,加强对于政策实施的监管,精准识别、打击“非粮化”“非农化”以及“空壳”涉农企业利用体制机制漏洞套取农业补贴,使农业补贴真正惠及于农业生产者,同时鼓励农用机械跨区作业,提升生产要素利用效率。第四,因地制宜发展农业数字经济。充分认识我国不同地区农业发展优劣势,实施非均衡化发展策略。对于自然条件适宜农业发展且劳动力流失严重的地区,推进农业规模化、机械化,加大农业基础设施投入;对于不适宜大规模机械化种植的地区,因地制宜发展特色农业,提升农产品附加值,打开特色农产品销售渠道,切实增加农户收入。强化粮食主产区农业支持政策,完善考核制度,调动地方政府推动农业生产的积极性。

参 考 文 献

- [1] 王璐,杨汝岱,吴比.中国农户农业生产全要素生产率研究[J].管理世界,2020(12):77-93.
- [2] 许庆,贾杰斐,周天舒.农机购置补贴如何影响农业全要素生产率?[J].财经研究,2023(6):109-123.
- [3] 姜长云.农业新质生产力:内涵特征、发展重点、面临制约和政策建议[J].南京农业大学学报(社会科学版),2024(3):1-17.
- [4] 夏显力,陈哲,张慧利,等.农业高质量发展:数字赋能与实现路径[J].中国农村经济,2019(12):2-15.
- [5] 朱秋博,白军飞,彭超,等.信息化提升了农业生产率吗?[J].中国农村经济,2019(4):22-40.
- [6] 彭艳玲,周红利,苏岚岚.数字经济参与增进了农民社会阶层认同吗?——基于宁、渝、川三省份调查数据的实证[J].中国农村经济,2022(10):59-81.
- [7] 龚勤林,宋明蔚,贺培科,等.数字经济、流动空间与城乡收入差距[J].上海经济研究,2023(6):95-108.
- [8] 张旺,白永秀.数字经济与乡村振兴耦合的理论构建、实证分析及优化路径[J].中国软科学,2022(1):132-146.
- [9] 梁琳.数字经济促进农业现代化发展路径研究[J].经济纵横,2022(9):113-120.
- [10] 李媛,阮连杰.数字经济赋能中国式农业农村现代化:理论逻辑与经验证据[J].经济问题,2023(8):25-32.
- [11] 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.
- [12] 朱秋博,白军飞,彭超,等.信息化提升了农业生产率吗?[J].中国农村经济,2019(4):22-40.
- [13] 吴海霞,郝含涛,葛岩.粮食主产区政策对农业环境全要素生产率的效应评估[J].资源科学,2022(2):334-349.
- [14] 田野,刘勤,黄进.数字经济赋能乡村产业振兴的作用机理——基于湖北省秭归县三个典型乡镇的案例分析[J].农业经济问题,2023(12):36-46.
- [15] 李欠男,李谷成.互联网发展对农业全要素生产率增长的影响[J].华中农业大学学报(社会科学版),2020(4):71-78,177.
- [16] 荆文君,孙宝文.数字经济促进经济高质量发展:一个理论分析框架[J].经济学家,2019(2):66-73.
- [17] 陈一明.数字经济与乡村产业融合发展的机制创新[J].农业经济问题,2021(12):81-91.
- [18] BAJARI P, NEKIPEROV D, RYAN S P, et al. Machine learning methods for demand estimation[J]. American economic review, 2015, 105(5):481-485.
- [19] 许宪春,任雪,常子豪.大数据与绿色发展[J].中国工业经济,2019(4):5-22.
- [20] 杨惆龙,郭克莎.数字经济对制造业发展的影响探析[J].经济学家,2023(9):55-65.
- [21] 王菲,孙淑惠,刘天军.数字经济发展推进了农业生产方式变革吗——来自黄河流域地级市的证据[J].中国农村经济,2023(9):

- 122-143.
- [22] 唐建军,龚教伟,宋清华.数字普惠金融与农业全要素生产率——基于要素流动与技术扩散的视角[J].中国农村经济,2022(7):81-102.
- [23] 尹朝静,李谷成,范丽霞,等.气候变化、科技存量与农业生产率增长[J].中国农村经济,2016(5):16-28.
- [24] 邓晓兰,鄢伟波.农村基础设施对农业全要素生产率的影响研究[J].财贸研究,2018(4):36-45.
- [25] 江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5):100-120.
- [26] 李谷成.技术效率、技术进步与中国农业生产率增长[J].经济评论,2009(1):60-68.
- [27] 邱斌,杨帅,辛培江.FDI技术溢出渠道与中国制造业生产率增长研究:基于面板数据的分析[J].世界经济,2008(8):20-31.
- [28] 赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020(10):65-76.
- [29] 郭峰,王靖一,王芳,等.测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J].经济学(季刊),2020(4):1401-1418.
- [30] 张维刚,欧阳建勇.乡村振兴视阈下农业高质量发展的财政支持政策选择[J].江西社会科学,2021(2):72-84.
- [31] 郑国强,万孟泽.数字经济的生产率增长效应:红利还是鸿沟[J].当代财经,2023(12):3-16.
- [32] 黄群慧,余泳泽,张松林.互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J].中国工业经济,2019(8):5-23.
- [33] 史清华,贾生华.农户家庭农地要素流动趋势及其根源比较[J].管理世界,2002(1):71-77,92-153.
- [34] 吴海霞,郝含涛,葛岩.粮食主产区政策对农业环境全要素生产率的效应评估[J].资源科学,2022(2):334-349.
- [35] 李航飞.基于数据包络分析的我国农业生产效率区域差异分析[J].科技管理研究,2020(1):59-66.
- [36] 魏后凯,贾小玲.中国粮食主产区萎缩态势及其福利损失[J].中共中央党校(国家行政学院)学报,2023(5):65-79.
- [37] 余亮亮,蔡银莺.国土空间规划管制与区域经济协调发展研究——一个分析框架[J].自然资源学报,2017(8):1445-1456.
- [38] 冯小.农民专业合作社制度异化的乡土逻辑——以“合作社包装下乡资本”为例[J].中国农村观察,2014(2):2-8,17,92.

Digital Economy and Agricultural Total Factor Productivity:

—From the Perspective of Technological Progress and Factor Flow

GONG Qinlin, QIAO Tao, LENG Yuting

Abstract In the context of continuously improving agricultural innovation, competitiveness, and total factor productivity, the research empirically tests the impact of digital economy on agricultural total factor productivity using panel data from 273 prefecture-level cities in China from 2011 to 2019. The research findings are as follows: Firstly, the development of digital economy can significantly improve the agricultural total factor productivity; Secondly, technological progress and factor flow are the mechanisms through which the digital economy influences the agricultural total factor productivity, specifically via agricultural technological progress, agricultural labor transfer, agricultural land circulation, and agricultural capital deepening; Thirdly, there is heterogeneity in the role of the digital economy. Its impact on agricultural total factor productivity in the western region of China is not significant. Moreover, due to the shrinkage of major grain production areas and restrictive policies, the transfer of agricultural labor and the deepening effect of agricultural capital brought about by the digital economy are suppressed. Accordingly, policymakers should prioritize the digitization of agricultural infrastructure, lowering barriers to digital technology adoption, empowering agricultural technology innovation and application with digitalization, improving the management system of agricultural land transfer, and strengthening agricultural support policies in major grain producing areas.

Key words digital economy; technological progress; factor flow; agricultural total factor productivity

(责任编辑:王 薇)