

doi: 10.7621/cjarrp.1005-9121.20240403

• 绿色发展 •

# 农业数字化转型对农业绿色增长的影响\*

林玉妹, 李承翰\*

(上海对外经贸大学马克思主义学院, 上海 201620)

**摘要** [目的] 农业绿色发展是实现农业高质量发展的重要途径, 研究农业数字化转型的绿色增长效应具有现实意义。[方法] 文章选取2013—2019年中国省级面板数据, 运用熵值法和SBM\_GML指数分别测算了数字农业和农业绿色全要素生产率指标, 使用固定效应模型、中介效应模型和门槛效应模型等方法, 实证研究了农业数字化转型对农业绿色增长的影响及作用路径。[结果] (1) 农业数字化转型对农业绿色增长有显著的促进作用, 且该效应在沿海地区大于内陆地区、在非粮食主产区大于粮食主产区。(2) 农业数字化转型通过绿色技术创新、农业规模化经营和农业种植结构调整作用于农业绿色增长。(3) 淘宝村集聚和数字普惠金融在农业数字化转型与农业绿色增长间存在显著门槛效应, 随着阈值区间的提高, 农业数字化转型对农业绿色增长的影响呈现出先缩小后扩大“正U型”关系。[结论] 贯彻绿色发展理念, 围绕农业绿色增长实施农业数字化转型发展策略, 推动农业可持续发展。

**关键词** 农业数字化转型 农业绿色增长 农业高质量发展 绿色技术创新 规模化经营

**中图分类号**: F323.3 **文献标识码**: A **文章编号**: 1005-9121[2024]04-0028-14

## 0 引言

国家“十四五”规划纲要指出:“推进农业绿色转型, 加强产地环境保护治理”。促进农业绿色增长对于推进农业绿色转型与发展具有重大现实意义<sup>[1]</sup>。近年来随着城市化和工业化进程加快, 非农就业机会不断增加, 农村劳动力向城市转移的程度提高<sup>[2]</sup>, 土地流转加快<sup>[3]</sup>, 农业规模化经营水平提高, 农业取得重大成就。据国家统计局公布的数据, 1978—2021年我国第一产业生产总值由0.1万亿增长至8.3万亿, 年均增长约10.8%, 为经济增长作出了卓越的贡献。然而, 当前我国农业发展仍面临着一些较为突出的问题, 其中农业生产投入要素过量使用、农业面源污染和农业碳排放等问题日益突出。这些资源、环境等问题使我国农业可持续发展的压力层叠, 相关政府部门已经深刻认识到目前农业发展存在一定程度上的脆弱性, 正积极推广农业绿色发展方式。在此背景下, 推动农业数字化转型成为破解农业资源环境约束和促进农业高质量发展的有效抓手。数字农业依托区块链、人工智能、遥感和传感器等数字技术<sup>[4]</sup>, 在农作物病虫害的检测和农业绿色生产等方面的应用愈发成熟, 有助于农业绿色发展, 促进农业生产提质增效。那么厘清农业数字化转型与农业绿色增长之间的关系尤为重要。

现有文献对农业数字化转型的研究文献比较多, 涉及现实表征、效能分析、福利效应和运营管理等<sup>[5-7]</sup>。但是, 关于农业数字化转型与农业绿色增长的关系, 相关研究还非常少, 尤其是实证研究文献凤毛麟角。其中, 有4篇研究文献具有启发作用。金绍荣和任赞杰<sup>[8]</sup>基于2011—2020年我国26个省域的面板数据, 实证研究认为, 乡村数字化对农业绿色增长具有显著促进作用, 并且主要通过推动农业技术进步来实现。孙淑惠等<sup>[9]</sup>研究了数字乡村的发展对农业绿色全要素生产率的影响及作用机制, 得出结论认为数字乡村的发展提高了农业绿色全要素生产率, 具有正向空间溢出效应。Shen等<sup>[10]</sup>探讨了互联网技术的发展

收稿日期: 2023-03-14

作者简介: 林玉妹(1966—), 女, 福建罗源人, 教授、硕士生导师。研究方向: 农业和农村经济

※通讯作者: 李承翰(1998—), 男, 山东淄博人, 硕士生。研究方向: 农业和农村经济。Email: lichenghan1022@163.com

\*资助项目: 国家社科基金项目“5G时代小农户生产和现代农业发展有机衔接的组织模式和机制研究”阶段性成果(19BJY132)

对农业绿色增长的影响,发现互联网技术的普及促进了农业绿色增长。Zhou等<sup>[11]</sup>基于2011—2019年中国30个省域(市、区,不含港澳台、西藏)的面板数据,采用固定效应模型分析数字农业对农业绿色全要素生产率的影响,实证研究认为数字农业显著提高了农业绿色全要素生产率,人力资本起调节作用。可见,随着数字技术的快速发展,进一步调查和研究农业数字化转型对农业绿色增长的影响,是理论研究的重要拓展方向。该文主要研究两个问题:农业数字化转型是否影响农业绿色增长?有什么影响机制?该文围绕这两个问题展开研究,并提出公共政策启示。

基于此,文章在以往研究的基础上,利用2013—2019中国省级面板数据,使用熵值法和SBM\_GML指数法测算了数字农业和农业绿色全要素生产率指标,研究了农业数字化转型对农业绿色增长的影响。在基准回归之后,该文进一步引入中介效应模型,探讨了农业数字化转型对农业绿色增长的内在机制,并重点分析了两者的门槛效应。

## 1 理论分析与研究假说

### 1.1 缓解信息不对称、降低交易成本和优化要素资源配置

农村电子商务作为数字农业的重要组成部分,有利于缓解农户信息不对称,降低市场交易成本<sup>[12]</sup>。农村电子商务给农村带来了技术进步、市场需求多样化和信息不对称不断减少,为农民创业创造了良好的营商环境<sup>[13]</sup>。电子销售直接向消费者出售他们的产品,绕开了中介平台,有效地降低了销售成本。同时,农村电子商务从农产品品种、品质、品牌统一的角度重新定义标准化生产<sup>[12]</sup>,对品种选择、种植条件、农资采购、技术应用等提出要求,规范化肥减量,转化为有机肥、测土配方肥等更绿色的投入方式。农村电子商务集聚一方面会产生知识溢出效应,使得先进的农业生产技术得以传播和扩散,从而提高农户生产效率<sup>[14]</sup>;另一方面通过共享区域内的数字基础设施,有利于降低农民生产经营成本<sup>[12]</sup>。进一步农村电子商务集聚在特定技能劳动力的行业表现出更高的地理集中度以共享劳动力,实现了劳动力市场供需的良性匹配<sup>[14]</sup>。

农业数字化转型优化了要素资源配置。数据的可复制性、可再生性、不可消耗性和可共享性使得数字化生产要素几乎零成本地无限复制。农业数字化转型克服了传统资源的稀缺性和排他性,通过共享生产资料降低能源消耗,实现资源的优化配置;同时农业数字化转型加快了信息要素流通,节约了信息获取成本<sup>[15]</sup>。农户通过有机肥替代化肥,将有机肥中的有机质与化肥中的氮、磷、钾进行替代降低了化肥的消耗;农业机械人的使用取代了重型机械减少农业中与表土压实的问题,防止农业土壤退化;遥感技术用于探测农作物疾病,通过绘制作物疾病图谱,减少农作物病虫害<sup>[14,15]</sup>。

据此,该文提出假说1:农业数字化转型有助于促进农业绿色增长。

### 1.2 绿色技术创新、农业规模化经营和农业种植结构调整

农业数字化转型推动了农业绿色技术创新,帮助农户实现绿色生产,是提高农业绿色全要素生产率的有效手段<sup>[16]</sup>。数字农业与高校、科研院所的绿色技术创新不断融合发展,有助于提升企业绿色技术水平。同时数字农业依托区块链、遥感、5G等数字技术带动了许多新兴产业发展,吸引了高质量人力资本的涌入,优化了人力资本结构,为企业绿色技术创新提供良好的基础。中国农业绿色全要素生产率年均增长9.5%,增长主要由绿色技术创新驱动<sup>[17]</sup>。农业技术的发展提高了传统能源的利用效率,优化了传统要素投入结构,降低了农业碳排放<sup>[18]</sup>,提高农场管理水平。数字平台为农户提供良好的交流平台,通过知识溢出,农业生产者获得更多数据,从而打破“信息孤岛”<sup>[15]</sup>,进而提高生产技能促进绿色生产。

农业数字化转型所带来的机械化作业促进了农村土地流转<sup>[18]</sup>,降低了生产成本,扩大农业经营规模。农业规模化经营促进了农业绿色增长,主要表现以下几点。一是农业规模化经营实现了农业投入要素的集约化,提高化肥利用效率,减少环境污染<sup>[19]</sup>,有助于提高农业绿色生产力<sup>[20]</sup>。二是农业规模化经营反作用于农业机械化水平,降低了农业机械动力能源的投入<sup>[21]</sup>。三是农业规模化经营提高了农业生产过程中标

准化经营程度，实现了农业生产的规模经济效益。研究发现经营规模较大的家庭农场比小农场更容易从获取农业技术中获得收益<sup>[22]</sup>。近年来在政府的号召下，农户自发形成了以家庭农场、农业专业合作社和龙头企业为主的新型农业经营主体，响应国家发展绿色农业的号召，促进生态农业技术的推广<sup>[22]</sup>，促进了农业绿色增长。

近年来频繁的贸易摩擦和国际争端导致国际粮价波动明显，全球多国粮食危机凸显。民以食为天，粮食乃“国之重器”，粮食安全乃“国之根本”。随着农业供给侧结构性改革的推进，国家政策引导生产优质的粮食作物。农业数字化转型带来机械化程度的提高，边际劳动力投入和管理成本增加，导致非粮作物种植比例下降，粮食作物种植比例显著提高。与非粮作物相比，粮食作物对化学农资的需求一般较少，而且粮食作物固碳作用更大<sup>[23]</sup>。随着粮食作物种植比例的提高，化学农资总投入减少，固碳作用得到发挥，农业碳排放降低，农业绿色全要素生产率得到提高<sup>[18]</sup>。

据此，该文提出假说2：农业数字化转型通过绿色技术创新、农业规模化经营和农业种植结构调整促进农业绿色增长。

该文农业数字化转型的作用机制如图 1 所示。

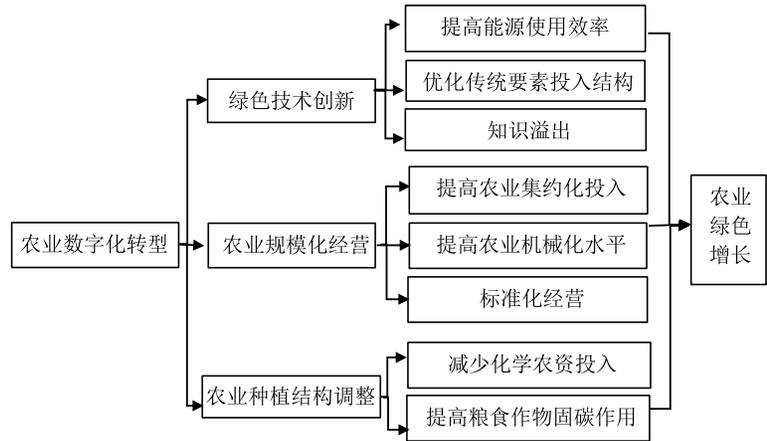


图 1 农业数字化转型作用机制和农业绿色增长

## 2 方法和数据

### 2.1 计量模型构建

在理论分析框架的基础上，该文进一步建立了计量经济学模型来评估农业数字化转型对农业绿色增长的影响。

$$AGTFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 Dig\_agri_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

式 (1) 中， $i, t$  分别表示省份和年份， $AGTFP_{it}$  为因变量表示省份  $i$  在  $t$  年的农业绿色增长水平，该文用农业绿色全要素生产率来衡量； $Dig\_agri_{it}$  是自变量为省份  $i$  在第  $t$  年的农业数字化转型水平，该文用数字农业来衡量。 $X_{it}$  表示一系列随时间变化、影响农业绿色增长的控制变量包括受教育水平、城市化水平、财政支农、环境规制和资源消耗。 $\mu_i$  表示地区固定效应， $\lambda_t$  表示时间固定效应， $\beta_0, \beta_1$  和  $\beta_2$  为待估系数， $\varepsilon_{it}$  为随机干扰项。

该文假说 2 认为，农业数字化转型通过绿色技术创新、农业规模化经营和农业种植结构调整促进农业绿色增长。为了检验该作用机制，建立中介效应模型，该模型由以下估计方程构成成为：

$$Med_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 Dig\_agri_{it} + \lambda_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

$$AGTFP_{it} = \eta_0 + \eta_1 Dig\_agri_{it} + \eta_2 Med_{it} + \eta_3 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{3}$$

式 (2) 反映了农业数字化转型对中介变量绿色技术创新、农业规模化经营和农业种植结构调整的影响式 (3) 则反映了农业数字化转型与中介变量同时对农业绿色增长的影响。

我国的农村电子商务和数字普惠金融的发展不是一蹴而就的，并且各地区经济发展水平、产业结构、政府政策等存在较大差异，使得各地区农村电子商务和数字普惠金融发展水平也存在明显差异，对农业绿色增长的影响可能具有非线性效应。选取以“淘宝村”为典型模型的农村电子商务和数字普惠金融作为门槛变量，分别用淘宝村数量和数字普惠金融指数来衡量。门槛模型设定为：

$$AGTFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 Dig\_agr_{it} * I(\varphi_{it} \leq \omega_1) + \beta_1 Dig\_agr_{it} * I(\varphi_{it} > \omega_2) + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中,  $\varphi_{it}$ 是阈值变量,  $\omega$ 是待确定的阈值;  $I(\cdot)$ 是一个指令函数。

## 2.2 变量构造

### 2.2.1 被解释变量

该文被解释变量是农业绿色增长,用农业绿色全要素生产率(AGTFP)来衡量,取对数处理。评价农业绿色发展的成效应综合考虑环境效益和经济效益,考虑到农业绿色全要素生产率能够同时涵盖环境效益和经济效益两个方面,故该文选择农业绿色全要素生产率作为评价中国农业绿色增长的指标。参考Shen等<sup>[10]</sup>,该文选择采用非径向、非角度的SBM距离函数下的GML指数(以2012年为基期)对2013—2019年我国省级农业绿色全要素生产率测算。具体测算方法公式为:

$$GML^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; x^t, y^t, b^t) = \frac{1 + D_c^T(x^t, y^t, b^t)}{1 + D_c^T(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})} \quad (5)$$

考虑到前文所测算的AGTFP为环比指数,即本年度的农业绿色全要素生产率相较于上一年度的变化情况,因此,该文将农业绿色全要素生产率变换为定基指数,以体现农业绿色全要素生产率的累积性变动趋势。即令2012年的AGTFP为1,2013年的AGTFP实际值为当年度的AGTFP与2012年AGTFP的乘积,以此类推。该文使用以下公式计算AGTFP的累积值。

$$AGTFP_t = \prod_{i+1}^t GTFP_i \quad (6)$$

具体投入产出如下。

①期望产出。第一产业产值和农业碳吸收量。农业本身是一个兼具碳吸收和碳排放双重属性的产业,它一边生产CO<sub>2</sub>,但同时种植的农作物又能吸收CO<sub>2</sub>。这个特征往往被忽略。基于此,该文侧重计算了农业碳吸收量,将其作为期望产出的一种,这个思路更加符合碳达峰和碳中和的现实背景。

②非期望产出。参考丁宝根等<sup>[24]</sup>的方法,农业非期望产出主要体现为化肥、农药、农膜、柴油、翻耕、灌溉等六大因素所导致的农业碳排放,因此该文引用农业碳排放作为非期望产出。

其核算如式(7)所示,式(7)中E为农业碳排放总量,  $E_i$ 为第*i*个碳源的碳排放量,  $\delta_i$ 为第*i*个碳源的碳排放系数。

$$E = \sum E_i = \sum T_i * \delta_i \quad (7)$$

③农业投入。该文的农业投入包含劳动、土地、农用机械、化肥、农药、农膜、灌溉分别用第一产业从业人数、播种面积、农业机械总动力、农用化肥施用量、农药使用量、塑料薄膜使用量、有效灌溉面积来衡量。

为了从动态和空间两个角度反映农业绿色全要素生产率的变化,该文使用ARCGIS10.2得到图2,以2013年和2019年为例。两者比较发现,一是AGTFP增速总体上呈上升趋势。二是AGTFP存在明显的地区差异,中西部地区AGTFP相对较高,而东部地区AGTFP相对较低。可能的原因是西部地区(如贵州省、四川省)的农业生产发展相对落后,在引进东、中部的先进绿色生产技术后,生产效率呈现出快速发展状态。中部地区(如湖南省、湖北省)主要是产粮大省,农业生产者在进行规模化经营后,会不断采用先进的生产技术来降低生产成本,从而导致投入的集约化使用,进而使得污染物排放量的减少,提高了农业绿色全要素生产率。

### 2.2.2 核心解释变量

该文的核心解释变量为农业数字化转型,参考Jiang等<sup>[15]</sup>的方法,用数字农业来衡量。该文主要从数字农业基础设施(Dig\_infr)、数字农业产业化水平(Dig\_indu)和数字农业主体素质(Dig\_enti)三方面来衡量数字农业的发展水平。数字农业基础设施以农村互联网普及率指代。该文利用农村互联网宽带接入用户与该地区农村人口数之比来衡量农村互联网普及率,反映了中国数字农村项目的主要成果和农业数字化转型的基本状况。

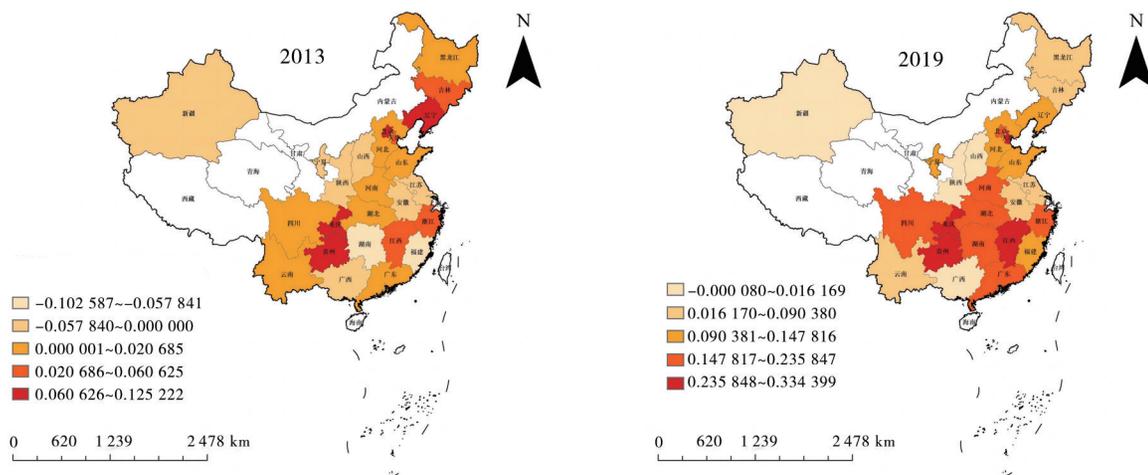


图2 2013年和2019年农业绿色全要素生产率空间分布

注:基于自然资源部地图技术审查中心标准地图(审图号:GS(2020)4619)绘制,底图无修改

数字农业产业化水平表现为“淘宝村”的数量,根据阿里研究院的认定标准,淘宝村必须满足以下三个条件:一是营业地以行政村为单位;二是电子商务年销售额1 000万元及以上;三是网商规模其中村内活跃网店数量达到100家,或活跃网店数量达到当地户数的10%。从这个意义上说,数字农业产业化水平能够充分反映该地区农村电商集聚发展水平。此外,该文以农村居民人均交通通信消费支出占农村居民人均消费支出的比重来衡量数字农业主体素质。一般来说比例越高,说明农业主体掌握和处理数字信息的能力越强,农业主体面临的“数字鸿沟”问题也就越少。

在此基础上,该文将利用熵值法对数字农业整体水平的测度分为4个步骤。

第一步,将数据标准化。为消除各指标维度差异对评价结果的影响,需要通过式(8)对各指标进行标准化,其中 $X_{ij}$ 为指标 $j$ 在 $i$ 年的值, $X_{\min}$ 为指标 $j$ 的最小值, $X_{\max}$ 为指标 $j$ 的最大值。

$$x'_{ij} = \frac{x_{ij} - x_{\min}}{x_{\max} - x_{\min}} \quad (8)$$

第二步,计算指标 $j$ 在 $i$ 年的占比,具体如式(9)所示。

$$y_{ij} = \frac{x'_{ij}}{\sum_{i=1}^m x'_{ij}} \quad (9)$$

第三步,计算信息熵( $e_j$ )和信息熵冗余度( $d_j$ )。具体计算公式如式(10)(11)所示,其中定义 $y_{ij}=0$ ,则 $e_j=0$ 。 $k$ 为常数, $k=1/\ln m$ , $m$ 表示年份。

表1 中国25个省域的数字农业结构指标权重

地区	数字农业基础设施	数字农业产业化	数字农业主体素质
浙江	0.362 130 3	0.387 932 5	0.249 937 2
广东	0.419 120 2	0.278 797 2	0.302 082 7
江苏	0.354 257 3	0.420 167 2	0.225 575 5
山东	0.344 378 7	0.438 624 1	0.216 997 3
河北	0.498 944 0	0.362 482 5	0.138 573 4
福建	0.421 027 5	0.387 061 3	0.191 911 2
河南	0.342 530 1	0.497 202 8	0.160 267 1
湖北	0.407 988 2	0.457 825 4	0.134 186 4
天津	0.384 410 8	0.262 939 6	0.352 649 6
北京	0.276 864 0	0.562 893 7	0.160 242 3
江西	0.385 336 7	0.428 357 1	0.186 306 2
安徽	0.339 783 6	0.541 815 8	0.118 400 6
四川	0.453 166 1	0.300 194 0	0.246 639 9
陕西	0.272 125 0	0.539 258 7	0.188 616 3
湖南	0.454 419 5	0.369 914 0	0.175 666 5
广西	0.318 321 1	0.551 716 7	0.129 962 1
辽宁	0.259 805 9	0.525 070 7	0.215 123 4
重庆	0.272 413 2	0.582 741 4	0.144 845 4
山西	0.387 901 8	0.372 959 8	0.239 138 4
云南	0.586 405 3	0.277 582 1	0.136 012 6
吉林	0.283 926 8	0.489 502 1	0.226 571 1
贵州	0.253 564 2	0.571 716 0	0.174 719 8
新疆	0.291 330 5	0.580 821 5	0.127 848 0
黑龙江	0.209 444 0	0.706 149 5	0.084 406 5
宁夏	0.374 424 1	0.416 049 5	0.209 526 5

$$e_j = -k \sum_{i=1}^m (y_{ij} * \ln y_{ij}) \tag{10}$$

$$d_j = 1 - e_j \tag{11}$$

第四步, 根据式 (12) 计算指标权重, 其中  $n$  为指标个数。

$$w_j = \frac{d_j}{\sum_{j=1}^n d_j} \tag{12}$$

最后, 在计算权重的基础上, 赋权结构指标的权重, 可以进一步得出数字农业的整体发展水平。如式 (13) 所示。

$$\text{Dig\_agri} = w_1 * \text{Dig\_infr} + w_2 * \text{Dig\_indu} + w_3 * \text{Dig\_enti} \tag{13}$$

基于熵值法, 计算得到的中国 25 个省域的数字农业结构指标权重如表 1 所示。可以看出, 在样本区间内, 数字农业产业化水平权重最大, 平均值为 0.452。此外, 数字农业基础设施以平均 0.358 排名第二。数字农业主体素质则以平均 0.189 排名第三。相比之下, 数字农业产业化水平明显高于数字农业基础设施和数字农业主体素质, 这与现实相符。这是因为数字农业产业化水平是用淘宝村的数量来衡量的, 淘宝村在创造就业机会、农村转型等方面表现出了突出的经济价值<sup>[12,13]</sup>。

为了从动态和空间两个角度反映数字农业的变化, 我们使用 ArcGIS10.2 得到图 3, 以 2013 年和 2019 年为例。两者比较发现, 数字农业发展水平总体上呈上升趋势且存在明显的地区差异。东部沿海地区数字农业发展水平较高, 而中西部地区数字农业发展水平较低。这与江苏、浙江、山东和广东等东部地区更加重视数字经济发展, 加强数字基础设施建设, 推进数字产业化和产业数字化的举措密切相关。此外, 值得注意的是, 2019 年中西部地区的数字农业发展水平提升幅度相对较大, 这离不开政府的政策倾向和资金投入。

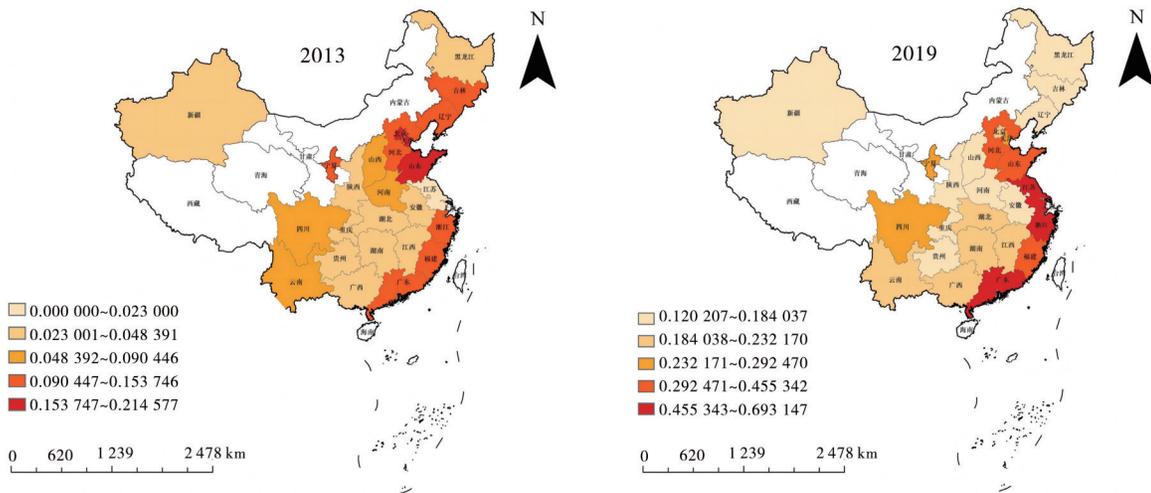


图 3 2013 年和 2019 年数字农业空间分布

注: 基于自然资源部地图技术审查中心标准地图(审图号:GS(2020)4619)绘制, 底图无修改

### 2.2.3 控制变量

为了减少因忽略变量而造成的估计误差, 该文采用 5 个控制变量<sup>[25-29]</sup>, 即受教育水平 (Edu)、城市化水平 (Urb)、财政支农力度 (Gov)、环境规制 (Environ) 和资源消耗 (Elect\_per), 分别用平均受教育年限、城镇人口占总人口比重、农林水事务支出占财政支出比重、环境规制综合指数和农村每万人用电量来衡量。

## 2.2.4 机制变量

绿色技术创新 (Patent\_per)。参考 Wang 等<sup>[16]</sup>的方法, 该文用人均绿色专利申请数量指代。

农业规模化经营 (Scale)。参考王丽纳等<sup>[30]</sup>的方法, 该文用农村地区每万人拥有农业专业合作社数量指代。

农业种植结构 (Instru)。参考 Liu 等<sup>[31]</sup>的方法, 该文用粮食播种面积占农作物总播种面积的比重指代。

## 2.3 数据描述

该文使用中国 2013—2019 年 25 个省域的面板数据, 由于时间范围内其他省份未出现淘宝村以及受数字农业指标测算的限制, 该文仅使用 25 个省域的数据。受教育水平、城市化水平、农村用电量、财政支农力度、环境规制等数据来自历年《中国统计年鉴》和《中国农村统计年鉴》; 淘宝村数据来自阿里研究院《2020 中国淘宝村研究报告》; 专利数据来自国家知识产权局; 农民专业合作社数据来源于各地区市场主体发展报告、工商行政管理局和《中国农村经营管理统计年报》; 数字普惠金融数据来源于北京大学数字普惠金融研究中心编制的《数字普惠金融指数 (2011—2020)》; 农村宽带接入户数和专利数据个别年份缺失数据采用线性插值法予以补齐处理。该文的描述性统计如表 2 所示。

表 2 描述性统计

类型	变量名称	符号	均值	标准差	最小值	最大值
因变量	农业绿色增长	agtfp	1.070	0.105	0.896	1.397
核心解释变量	数字农业	dig_agri	0.203	0.160	0	1.000
控制变量	受教育水平	lnedu	2.219	0.087	2.045	2.548
	城市化水平	lnurb	4.067	0.177	3.635	4.470
	资源消耗	elect_per	1 519	1 738	262.600	8 217
	财政支农力度	gov	0.112	0.030	0.044	0.190
	环境规制	lnenviron	-1.202	1.613	-8.695	0.950
机制变量	绿色技术创新	lnpatent_per	-0.472	0.972	-2.458	2.491
	农业规模化经营	scale	86.770	54.320	9.671	278.100
	农业种植结构	lnstru	-0.466	0.471	-1.213	0.811
其他变量	数字普惠金融指数	lnfinance	9.002	0.722	7.259	10.600

## 3 结果与分析

### 3.1 基准回归结果

在考察农业数字化转型对农业绿色增长的基准效应之前, 该文分别对模型进行了混合效应、随机效应与固定效应检验。其中, LM 检验  $P$  值为 0.000, 这表明随机效应相较混合效应具有更优的估计效果。此外, Hausman 检验结果  $P$  值为 0.000, 该结果拒绝了随机效应假设, 这表明固定效应具有更优的估计效果。考虑到更好的拟合优度, 因此该文采用地区固定效应模型。

表 3 报告了数字农业与农业绿色全要素生产率的回归结果。控制地区固定效应后, 第 (1) 列仅包含数字农业变量, 结果表明, 数字农业对农业绿色全要素生产率具有显著的正向影响, 在 1% 的统计意义上显著。第 (2) ~ (6) 列逐渐加入控制变量, 与第 (1) 列相比, 数字农业的估计系数和统计显著性没有较大变化。回归结果支持理论假设 1, 即农业数字化转型有助于促进农业绿色增长。

从控制变量回归结果来看, 受教育水平和城市化水平对农业绿色全要素生产率有显著的正向影响, 且在 1% 统计意义上显著。可能的原因是, 一方面提高农民的受教育程度, 不仅可以提高农民的环保意识, 提高农业生产者的生产技能, 而且可以提高投入要素的利用效率, 进而提升农业绿色全要素生产率<sup>[25]</sup>; 另一方面农业剩余劳动力向城市快速转移, 促进农业生产规模化、机械化, 提高农业全要素生产

表 3 基准回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnagtfp	lnagtfp	lnagtfp	lnagtfp	lnagtfp	lnagtfp
lndig_agri	0.274*** (0.057)	0.314*** (0.047)	0.165*** (0.055)	0.268*** (0.057)	0.217*** (0.059)	0.222*** (0.058)
lnedu		1.224*** (0.246)	0.892*** (0.243)	0.746*** (0.232)	0.702*** (0.227)	0.625*** (0.229)
lnurb			0.415*** (0.092)	0.401*** (0.087)	0.485*** (0.090)	0.514*** (0.091)
elect_per				-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
gov					-1.097*** (0.378)	-1.244*** (0.382)
lneviron						-0.017* (0.009)
地区控制	否	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.113	0.414	0.485	0.543	0.568	0.578

注: 括号中为标准误; \*, \*\*, \*\*\*分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著, 下同

率, 同时城市化与工业化的快速发展能够为农业发展提供现代化技术服务, 从而为反哺农业提供物质和技术支持<sup>[32]</sup>。资源消耗和财政支农对农业绿色全要素生产率有显著的负向影响, 且在 1% 统计意义上显著。可能的原因是, 一方面我国农业生产仍处于粗放型向集约型转变的过程中, 农村用电量产生了大量的农业碳排放, 造成环境污染, 抑制了农业绿色增长<sup>[33]</sup>; 另一方面财政支农资金使用效率相对较低, 在一定程度上制约了农业绿色增长<sup>[34]</sup>。环境规制对农业绿色全要素生产率有显著的负向影响, 在 10% 统计意义上显著。一个可能的原因是污染物排放量的增加加剧了环境污染, 降低了农业绿色全要素生产率<sup>[35]</sup>。

表 4 报告了数字农业分维度指标与农业绿色全要素生产率的回归结果。数字农业基础设施水平和产业化水平对农业绿色全要素生产率有显著的正向影响, 且在 1% 统计意义上显著。可能的原因是, 一方面近年来政府加大农村基础设施建设, “宽带乡村” 试点政策成效显著<sup>[15]</sup>, 使得农户共享区域内的数字基础设施, 有利于降低农业生产成本, 提高农业生产效率<sup>[12]</sup>, 进而促进农业绿色增长; 另一方面以淘宝村为代表的农村电子商务缓解了农民信息不对称, 降低了交易成本, 避免农户盲目生产<sup>[12]</sup>。淘宝村的集聚, 通过知识传播推广绿色生产技术, 促进农产品品牌建设和标准化经营<sup>[13]</sup>, 提高农业资源利用效率, 进而促进农业绿色增长。数字农业主体素质对农业绿色全要素生产率具有负向影响且不显著。可能的原因是中国偏远山区的农民由于信息、交通等方面的梗阻, 交通通信消费支出水平不高, 难以有效进入市场获得收入, 从而面临较大的数字鸿沟, 抑制了农业绿色增长。

### 3.2 内生性和稳健性检验

该文参考 Shen 等<sup>[10]</sup>的研究, 以 1984 年固定邮局数量 (lnpost) 和滞后一期的数字农业 (l.lndig\_agri) 作为工具变量来解决相互因果关系或遗漏变量引起的内生问题。在早期社会, 信息的传递和沟通主要通过邮局来实现。因此, 邮局的数量可以用来描述当地的通信发展水平, 满足相关要求。并且 1984 年的历

表 4 数字农业分维度回归

变量	(1)	(2)	(3)
	lnagtfp	lnagtfp	lnagtfp
lndig_infr	0.034*** (0.010)		
lndig_indu		0.022*** (0.005)	
lndig_ent			-0.049 (0.044)
控制变量	是	是	是
地区控制	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.567	0.591	0.539

史数据不能影响当前的农业绿色增长，符合排他性要求。由于1984年固定邮局数量是截面数据，该文将其与历年互联网宽带接入户数的交乘项作为最终的工具变量。同理滞后一期的数字农业与当期数字农业密切相关，且不受当期农业绿色增长的影响，因此滞后一期的数字农业满足了工具变量的外生性。

首先，表5第(1)(2)列报告了采用1984年邮局数量和数字农业滞后一期作为工具变量的估计结果，发现第一阶段系数显著为正，且F统计值为64.94(大于10)，这表明模型不存在弱工具变量问题。Sargan值为2.85在10%统计意义上显著，这表明不存在过度识别检验的问题。第(2)列结果显示，在排除遗漏变量导致的内生性问题后，数字农业对农业绿色全要素生产率具有显著的正向影响，且在1%统计意义上显著。

缩尾处理省份聚类分析。为进一步得出可靠的结论，对回归模型涉及的主要变量，在5%的水平上进行缩尾处理，回归结果如表5第(3)列所示。与基准回归相比，数字农业的回归系数值、符号方向和显著性水平均没有发生明显变化，进而证实了实证结果的稳健性。

替换被解释变量。该文用不含碳排放的SBM\_GML指数重新测算各地农业绿色全要素生产率以替代被解释变量进行重新回归。回归结果如表5第(4)列所示，数字农业的回归系数值、符号方向和显著性水平均没有发生明显变化，进而证实了实证结果的稳健性。

**3.3 机制检验**

由表6可知，在机制I“农业数字化转型→绿色技术创新→农业绿色增长”中，存在中介效应，所占比例为21.91%，这与理论预期相一致。可能的原因是数字农业的发展对新型农业经营主体存在知识溢出效应，通过传播绿色生产技术，提高绿色农产品的生产质量，抑制了农业碳排放的产生<sup>[16]</sup>；同时提高了农业生产经营者的综合素质，有助于其生态环保意识的养成<sup>[27]</sup>，进而促进农业绿色增长。

在机制II“农业数字化转型→农业规模化经营→农业绿色增长”中，存在中介效应，所占比例为40.09%，这与理论预期相一致。可能的原因是一方面，数字农业促进了农业规模化经营，克服了土地分散的经营弊端，有利于实现规模经济效益；同时数字农业使得资源要素合理配置，减少农业粗放型投入，

**表5 内生性和稳健性检验**

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lndig_agri	lnagtfp	lnagtfp	lnagtfp
l.lndig_agri	0.962*** (0.058)			
lnpost	0.065** (0.029)			
lndig_agri		0.285*** 0.061 (0.100)	0.288*** (0.138)	0.417*** (0.138)
lnedu	0.205 (0.193)	0.667*** 0.225 (0.310)	0.727** (0.310)	1.000* (0.543)
lnurb	-0.414** (0.181)	0.539*** (0.099)	0.388** (0.160)	0.915*** (0.215)
elect_per	0.000 0** (0.000)	-0.000 0*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
gov	0.322 (0.311)	-0.814** (0.356)	-1.116* (0.65)	-2.319** (0.907)
lnenviron	0.012* (0.007)	-0.018** (0.008)	-0.013 (0.01)	-0.036* (0.022)
地区控制	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.944	0.858	0.803	0.440
Sargan		2.85*		
一阶段F值	64.94			

**表6 机制检验**

变量	机制 I		机制 II		机制 III	
	lnpatent_per	lnagtfp	scale	lnagtfp	lnstru	lnagtfp
lndig_agri	1.363*** (0.31)	0.173*** (0.06)	129.348*** (23.459)	0.133** (0.062)	0.358*** (0.10)	0.188*** (0.06)
lnpatent_per		0.036** (0.02)				
scale				0.001*** (0.000)		
lnstru						0.094** (0.05)
控制变量	是	是	是	是	是	是
地区控制	是	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.953	0.825	0.912	0.833	0.978	0.823
中介效应占比(%)		21.91		40.09		15.18

降低对环境的污染程度<sup>[19,22]</sup>,进而促进农业绿色增长。

在机制Ⅲ“农业数字化转型→农业种植结构调整→农业绿色增长”中,存在中介效应,所占比例为15.18%,这与理论预期相一致。可能的原因是近年来我国不断优化农业种植结构,大力生产优质粮食作物,降低了化学农资投入,提高了农作物固碳作用,促进农业增产导向向增质导向转变,进而提高了农业绿色全要素生产率<sup>[31]</sup>。

### 3.4 异质性检验

地理位置异质性。考虑到不同地理位置对农业绿色增长产生不同的影响。为此,该文划分样本为内陆地区和沿海地区两个大类分别对农业绿色全要素生产率进行分样本回归,具体结果如表7列(1)和列(2)所示。其中列(1)为沿海地区的回归结果,列(2)为内陆地区的回归结果。从结果可以发现,相较于内陆地区,沿海地区的数字农业对农业绿色全要素生产率正向影响更大。可能的原因是,东部沿海地区绿色经济发展水平相对较高,在城市化和收入增长的背景下,人们对环境质量提出更高要求,通过消费偏好影响环境规制和企业生产行为,并且沿海地区更容易引进清洁生产技术,通过农业产业示范效应,显著促进了农业绿色增长<sup>[36]</sup>。

生产结构异质性。鉴于不同的农业种植结构会导致不同的环境效应,进而对农业绿色全要素生产率产生不同的影响。因此,该文根据2003年财政部的划分,将样本分为粮食主产区和非粮食主产区两类,对农业绿色全要素生产率进行样本回归。具体结果如表7列(3)和列(4)所示,其中列(3)为粮食主产区的回归结果,列(4)为非粮食主产区的回归结果。从结果可以发现,相较于粮食主产区,非粮食主产区的数字农业对农业绿色全要素生产率正向影响更大。造成该结果的原因可能是,一方面粮食主产区“趋粮化”现象明显,数字农业通过绿色技术创新、农业规模化经营和调整农业种植结构对农业绿色全要素生产率提升空间有限<sup>[21]</sup>;另一方面非粮食主产区农地较为分散、生态环境较差、政策扶持力度较小,后发优势明显,该区域发展数字农业更有利于农业经营者提高农业生产效益,对农业绿色全要素生产率的推动作用也更为明显。

表7 异质性检验

变量	(1) 沿海地区	(2) 内陆地区	(3) 粮食主产区	(4) 非粮食主产区	(5) 门槛效应	(6) 门槛效应
Indig_agri	0.208*** (0.07)	0.409* (0.23)	0.023 (0.10)	0.310*** (0.07)		
Indig_agri*(thvar≤1)					-0.175 (0.102)	-0.098 (0.109)
Indig_agri*(thvar>1)					0.176*** (0.057)	0.211*** (0.065)
控制变量	是	是	是	是	是	是
地区控制	是	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.835	0.847	0.774	0.867	0.657	0.617

### 3.5 门槛效应检验

在进行门槛回归之前,识别农业数字化转型对农业绿色增长的影响是否存在门槛效应。该文对单一门槛、双重门槛和三重门槛模型进行估计,并使用Bootstrap方法反复抽样300次以模拟F统计量的渐近分布和临界值。该文用取对数处理后的淘宝村数量和数字普惠金融指数作为门槛变量,从表8可以看出数字农业显著通过单门槛检验。表7第(5)和(6)列显示了门槛回归结果。结合表9可以看出,在淘宝村数量小于或等于1.609时,数字农业对农业绿色全要素生产率有负向影响,且不显著;当淘宝村数量大于

表8 门槛效应检验

门槛变量	门槛模型	F-test	P-value	1%	5%	10%
Indig_indu	单门槛	38.81***	0.000	23.514	15.996	12.741
	双门槛	3.60	0.763	23.210	17.738	13.361
	三门槛	2.94	0.813	22.416	16.229	13.039
Infinance	单门槛	22.23**	0.027	25.279	19.885	17.426
	双门槛	8.01	0.543	23.852	18.526	15.673
	三门槛	12.15	0.370	33.395	22.383	19.663

1.609时，数字农业对农业绿色全要素生产率具有正向影响，且在1%统计意义上显著。同理当数字普惠金融小于或等于9.224时，数字农业对农业绿色全要素生产率有负向影响，且不显著；当数字普惠金融大于9.224时，数字农业对农业绿色全要素生产率具有正向影响，且在5%统计意义上显著。这说明随着淘宝村和数字普惠金融的阈值区间的提高，农业数字化转型对农业绿色增长的影响呈现出先缩小后扩大“正U型”关系。

表9 门槛值估计结果及其95%置信区间

门槛变量	门槛模型	门槛值	95%置信区间
Indig_indu	单门槛	1.609	[1.386, 1.792]
Infinance	单门槛	9.224	[9.157, 9.225]

上述过程验证了门槛效应。图4绘制了单门槛模型相关的似然比函数。图4清楚地显示了门槛值估计的构建过程。在此基础上，进一步检查门槛值估计是否等于其实际值。从图4中可以看出，估计的门槛值水平与实际的门槛值水平非常接近。

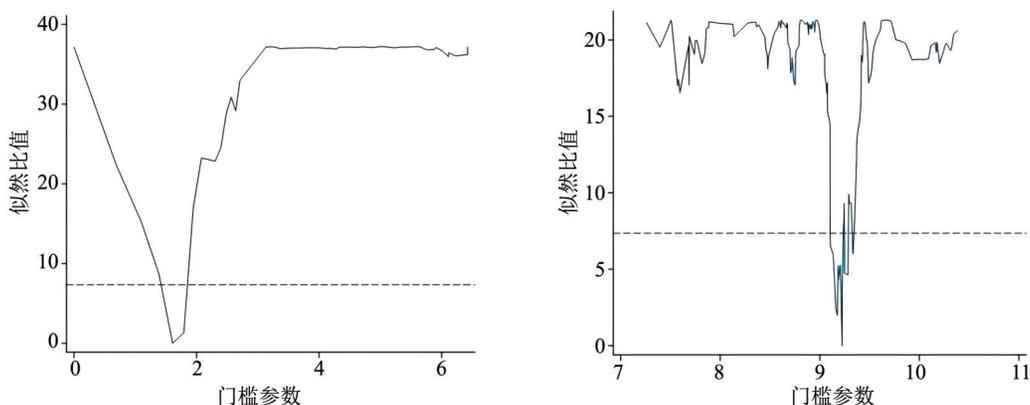


图4 单门槛值参数和LR之间的关系

## 4 结论和政策启示

### 4.1 结论

该文运用熵值法和SBM\_GML指数测算了2013—2019年中国25个省域的数字农业和农业绿色全要素生产率，探讨了农业数字化转型对农业绿色增长的影响。基准回归结果显示，农业数字化转型对农业绿色增长有显著的促进作用。异质性研究结果表明，在沿海地区和非粮食主产区农业数字化转型对农业绿色增长的促进作用更明显。中介效应表明，农业数字化转型通过绿色技术创新、农业规模化经营和农业种植结构调整促进农业绿色增长。最后淘宝村集聚和数字普惠金融在农业数字化转型和农业绿色增长间存在显著的门槛效应，随着阈值区间的提高，农业数字化转型对农业绿色增长的影响呈现出先缩小后扩大“正U型”关系。

## 4.2 启示

当前,我国农业正处于转型升级的特殊时期。农业数字化转型为农业绿色增长提供了新思路。基于此,该文提出以下三点政策启示:

(1) 推动数字技术在农业领域的应用,促进农业绿色增长。发展精准农业、智慧农业,推动5G、人工智能、区块链、遥感等技术在农业领域的普及。具体可以通过节水灌溉和秸秆还田技术降低环境污染,采用有机肥减少农业面源污染。通过农业机器人取代重型机械有效减少表土压实问题,防止土壤荒漠化。遥感和光谱技术用于监测农作物生长,减少病虫害的发生。区块链技术提高食品溯源的透明度,在供应链的各个阶段记录有效信息,以确保良好的卫生条件,保障绿色食品安全。此外无人机和卫星技术提供更精准的天气数据,为农户干预农作物种植提供合理的建议,进而促进农业绿色增长。

(2) 实施差别化数字农业发展战略,缩小数字鸿沟。要构建区域间协同发展和优势互补的机制,形成区域农业数字化转型协调发展的格局。在巩固数字红利优势的同时,东部地区应继续在数字农业发展水平较低的地区发挥示范和引领作用。中西部地区要加快弥补不足,不断完善数字基础设施建设,打破数字农业发展不平衡的制约。

(3) 加强农村数字基础设施建设,推动以淘宝村为代表的农村电子商务的发展。农村电子商务的发展不仅具有显著的经济效益,而且具有相当大的环境效益,在缓解信息不对称和降低市场交易成本发挥重要作用。因此,政府应继续保持或加大对农村互联网基础设施和农产品物流的投入,组织建设农村电子商务平台。同时大力发展数字普惠金融,缓解淘宝村农户融资约束,积极创造稳定可持续发展的金融环境。

## 参考文献

- [1] 李周. 中国农业绿色发展: 创新与演化. 中国农村经济, 2023(2): 2-16.
- [2] 林善浪, 叶炜, 张丽华. 农村劳动力转移有利于农业机械化发展吗——基于改进的超越对数成本函数的分析. 农业技术经济, 2017(7): 4-17.
- [3] 林善浪, 叶炜, 梁琳. 家庭生命周期对农户农地流转意愿的影响研究——基于福建省1570份调查问卷的实证分析. 中国土地科学, 2018, 32(3): 68-73.
- [4] 殷浩栋, 霍鹏, 汪三贵. 农业农村数字化转型: 现实表征、影响机理与推进策略. 改革, 2020(12): 48-56.
- [5] 刘元胜. 农业数字化转型的效能分析及应对策略. 经济纵横, 2020(7): 106-113.
- [6] 马述忠, 贺歌, 郭继文. 数字农业的福利效应——基于价值再创造与再分配视角的解构. 农业经济问题, 2022(5): 10-26.
- [7] 阮俊虎, 刘天军, 冯晓春, 等. 数字农业运营管理: 关键问题、理论与方法与示范工程. 管理世界, 2020, 36(8): 222-233.
- [8] 金绍荣, 任赞杰. 乡村数字化对农业绿色全要素生产率的影响. 改革, 2022, 346(12): 102-118.
- [9] 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. 中国农业资源与区划, 2023, 44(9): 45-59.
- [10] Shen Z, Wang S, Boussemart J P, et al. Digital transition and green growth in Chinese agriculture. *Technological Forecasting and Social Change*, 2022, 181: 121742.
- [11] Zhou X, Chen T, Zhang B. Research on the impact of digital agriculture development on agricultural green total factor productivity. *Land*, 2023, 12(1): 195.
- [12] Ji X, Xu J, Zhang H. Environmental effects of rural e-commerce: A case study of chemical fertilizer reduction in China. *Journal of Environmental Management*, 2023, 326: 116713.
- [13] Qi J, Zheng X, Guo H. The formation of Taobao villages in China. *China economic review*, 2019, 53: 106-127.
- [14] Rosenthal S S, Strange W C. Evidence on the nature and sources of agglomeration economies, *Handbook of regional and urban economics*. Elsevier, 2004, 4: 2119-2171.
- [15] Jiang S, Zhou J, Qiu S. Digital agriculture and urbanization: Mechanism and empirical research. *Technological Forecasting and Social Change*, 2022, 180: 121724.
- [16] Wang H, Cui H, Zhao Q. Effect of green technology innovation on green total factor productivity in China: Evidence from spatial durbin model analysis. *Journal of Cleaner Production*, 2021, 288: 125624.
- [17] 吕娜, 朱立志. 中国农业环境技术效率与绿色全要素生产率增长研究. 农业技术经济, 2019(4): 95-103.
- [18] Zhu Y, Zhang Y, Piao H. Does agricultural mechanization improve the green total factor productivity of China's planting industry? *Energies*,

- 2022, 15(3): 940.
- [19] Wei Z H U, Qi L, Wang R. The relationship between farm size and fertilizer use efficiency: Evidence from China. *Journal of Integrative Agriculture*, 2022, 21(1): 273–281.
- [20] 马永喜, 马钰婷. 农业经营规模化发展对环境效率的影响——基于地块层面的实证分析. *中国环境科学*, 2020, 40(10): 4631–4640.
- [21] 周法法, 郑义, 李军龙. 农业保险发展与农业绿色全要素生产率: 内在机制与实证检验. *世界农业*, 2022(10): 70–82.
- [22] Wu F. Adoption and income effects of new agricultural technology on family farms in China. *Plos one*, 2022, 17(4): e0267101.
- [23] Bai Y, Deng X, Jiang S, et al. Relationship between climate change and low-carbon agricultural production: A case study in Hebei Province, China. *Ecological Indicators*, 2019, 105: 438–447.
- [24] 丁宝根, 赵玉, 邓俊红. 中国种植业碳排放的测度、脱钩特征及驱动因素研究. *中国农业资源与区划*, 2022, 43(5): 1–11.
- [25] 马国群, 谭砚文. 环境规制对农业绿色全要素生产率的影响研究——基于面板门槛模型的分析. *农业技术经济*, 2021(5): 77–92.
- [26] Ann T W, Wu Y, Zheng B, et al. Identifying risk factors of urban-rural conflict in urbanization: A case of China. *Habitat International*, 2014, 44: 177–185.
- [27] 杨怡, 吴丽玉, 张齐家, 等. 数字普惠金融对农业绿色增长的影响——兼论农村人力资本投资的调节作用. *经济问题探索*, 2022(6): 165–180.
- [28] 叶初升, 惠利. 农业财政支出对中国农业绿色生产率的影响. *武汉大学学报(哲学社会科学版)*, 2016, 69(3): 48–55.
- [29] 任晓松, 刘宇佳, 赵国浩. 经济集聚对碳排放强度的影响及传导机制. *中国人口·资源与环境*, 2020, 30(4): 95–106.
- [30] 王丽纳, 李玉山. 农村一二三产业融合发展对农民收入的影响及其区域异质性分析. *改革*, 2019(12): 104–114.
- [31] Liu D, Zhu X, Wang Y. China's agricultural green total factor productivity based on carbon emission: An analysis of evolution trend and influencing factors. *Journal of Cleaner Production*, 2021, 278: 123692.
- [32] 龙少波, 张梦雪. 中国农业全要素生产率的再测算及影响因素——从传统迈向高质量发展. *财经问题研究*, 2021(8): 40–51.
- [33] Liu Y, Feng C. What drives the fluctuations of “green” productivity in China's agricultural sector? A weighted Russell directional distance approach. *Resources, Conservation and Recycling*, 2019, 147: 201–213.
- [34] Deng H, Jing X, Shen Z. Internet technology and green productivity in agriculture. *Environmental Science and Pollution Research*, 2022, 29(54): 81441–81451.
- [35] Chen Y, Miao J, Zhu Z. Measuring green total factor productivity of China's agricultural sector: a three-stage SBM-DEA model with non-point source pollution and CO<sub>2</sub> emissions. *Journal of Cleaner Production*, 2021, 318: 128543.
- [36] Li T, Han D, Ding Y, et al. How does the development of the internet affect green total factor productivity? Evidence from China. *IEEE Access*, 2020, 8: 216477–216490.

## THE IMPACT OF DIGITAL TRANSFORMATION IN AGRICULTURE ON GREEN GROWTH IN AGRICULTURE\*

Lin Yumei, Li Chenghan<sup>\*</sup>

(School of Marxism, Shanghai University of International Business and Economics, Shanghai 201620, China)

**Abstract** Green development in agriculture is an important way to achieve high-quality agricultural development, and it is of practical significance to study the green growth effect of digital transformation in agriculture. In this paper, we selected Chinese provincial panel data from 2013 to 2019, measured digital agricultural and agricultural green total factor productivity indicators respectively by using the entropy method and SBM\_GML index, and empirically investigated the impact of agricultural digitalization transformation on agricultural green growth and the path of effect by using the fixed effect, mediating effect and threshold effect models. The results were showed as follows. Agricultural digitalization had a significant contribution to agricultural green growth, and the effect was larger in coastal areas than inland areas and in non-food-primary production areas than in food-primary production areas. Agricultural digitalization acted on agricultural green growth through green technology innovation, agricultural scale operation and agricultural planting structure optimization. There were significant threshold effects of Tao bao villages agglomeration and digital financial inclusion between agricultural digital transformation and

agricultural green growth. As the threshold interval increased, the impact of agricultural digital transformation on agricultural green growth showed a "positive U-shaped" relationship that first shrank and then expanded. Therefore, we implement the concept of green development and implement the development strategy of agricultural digital transformation around agricultural green growth to promote sustainable agricultural development.

**Keywords** digital transformation of agriculture; green growth of agriculture; high-quality development of agriculture; green technology innovation; scale-up operation

·书评·

## 我国农产品物流发展的机遇、挑战及路径

农产品物流关系千家万户，是一项重要的民生工程。从技术创新到平台搭建，从政府支持到消费升级，在利好因素持续释放的态势下，我们可以预见的是，农产品物流市场发展前景广阔，是推动农村电商发展、助力乡村振兴的“骨干力量”。

近年来，我国农产品物流实现了跨越式进阶，其主要得益于三方面的加持。首先，国家政策支持为农产品物流的可持续发展提供了有力保障。2003—2023年党和政府一直将农产品物流发展纳入重要议程，为其指明了发展方向。其次，基础设施建设的不断完善为农产品物流的发展奠定了坚实基础。农产品物流基础设施包括存储仓库、运输设施、计算平台、通信设备等。近年来，我国交通、农业、邮政等部门通过推进“快递下乡工程”“菜篮子工程”等项目，加快了农村物流体系建设，构建了农产品物流基础设施的骨架。最后，农产品市场的不断扩容为农产品物流的发展提供了广阔空间。物联网、云计算等信息技术的赋能，推动了“云直播”“云带货”“云旅游”等新兴业态的发展，也为农村IP打造、农产品营销传播提供了新的机遇。绿色优质的农产品逐渐成为城市居民餐桌上的常客，市场需求持续增长，为农产品物流的发展注入了强劲动力。

农产品物流作为连接农村供给端与城市需求端的重要桥梁，其对于推动农产品外向型发展具有关键作用。然而农产品物流的系统建设、流通渠道搭建及专业人才培养等所面临的困境，已成为制约其良性发展的瓶颈。首先，信息化程度不足导致内部协同存在断点。尽管农产品物流网络

已具备广泛的辐射范围、密集的网点和多元化的渠道，但各主体间在信息共享方面仍存在显著差距。农产品供应链管理、物流配送、批发零售以及消费者服务等信息获取存在壁垒，这不仅导致资源浪费，还增加了不必要的成本。此外，农产品物流在包装、运输、搬运和零售等环节缺乏统一标准，使得质量检验、存储设备规范、物流监控管理以及售后服务等方面存在较大的随意性。其次，流通半径过长引发资源损耗问题。虽然我国农产品物流已建立多元化的流通渠道，但仍以“长径运输”为主。农产品在从生产端到消费端的过程中需经历多个环节，这不仅耗时较长、损耗较多，还涉及众多人员，从而降低了农产品物流效率并造成资源浪费。此外，冷库主要集中在大型城市和乡镇附近，与农业生产区的距离较远，难以有效发挥其辐射作用。而大多数农产品仍采用常温道路运输方式，一旦遭遇交通堵塞或恶劣天气，农产品品质将难以得到保障。最后，专业人才的匮乏无法满足行业发展需求。农产品物流行业急需具备种植、生产、保鲜知识及仓储管理、物流服务、信息技术等技能的高级复合型人才。然而，目前许多高校在人才培养方面仍过于注重理论教育，缺乏与实践相结合的农产品物流课程体系。同时，部分农产品物流企业受自身管理水平、薪资待遇及发展前景等因素限制，难以吸引和留住优秀人才。

尽管农产品物流发展面临诸多挑战，但我们仍应对其未来抱有信心和期待。适时，由中国财富出版社于2023年10月推出的《我国农产品物流高

(下转第51页)