

农业数字技术应用与相对贫困农户增收

——来自2023年“千村调查”的微观证据

张锦华^{1,2}, 杨珂凡^{1,2}, 龚钰涵^{1,2}

(1.上海财经大学 财经研究所, 上海 200433; 2.上海财经大学 城乡发展研究院, 上海 200433)

摘要:增进相对贫困农户福利对于巩固脱贫成果、实现共同富裕至关重要,农业领域的数字技术渗透为此提供了契机。文章基于2023年上海财经大学“千村调查”数据,实证分析了农业数字技术应用对相对贫困农户收入的影响。研究发现:农业数字技术应用对相对贫困农户收入有显著促进作用。从传导机制来看,农业数字技术有利于相对贫困农户降低信息搜索成本、提升耕地利用效率,促使其实现传统农业技术追赶。此外,通过比较相对贫困农户与非相对贫困农户的数字红利分配,发现农业数字技术应用的增收作用对相对贫困农户更明显,从而有助于平衡收入分配并缓解农户内部不平等。异质性分析表明,农业数字技术更有益于全职农户增收,但对部分弱势群体农户的赋能仍存在缺口。综上,在政策制定中应着重考虑相对贫困群体的数字可负担性、数字可获得性及其公平性,使所有农户都能够积极参与到农业数字化的浪潮中,共享数字红利。

关键词:数字经济;共同富裕;相对贫困;农户增收;收入分配

中图分类号: F323.8; F328 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2025)03-0079-14

一、引言

随着中国全面建成小康社会,绝对贫困问题已经成为历史,但这并不意味着贫困治理的终结。2025年中央一号文件明确提出“巩固脱贫攻坚成果,统筹建立农村防止返贫致贫机制和低收入人口、欠发达地区分层分类帮扶制度”,凸显出持续关注低收入群体和改善收入分配的重要性。在这一背景下,相对贫困问题成为新的治理重点。不同于绝对贫困,相对贫困关注收入明显低于社会平均水平的群体,虽然其生存不成问题,但仍面临生活质量和社会参与的严重制约。由于在城乡发展中的相对落后地位和弱势处境,致使中国相对贫困群体仍然集中在农村(陈铭聪等, 2023; 苏芳等, 2023)。《中国统计年鉴》的数据显示,收入前20%的农村居民与最低的20%农户间的年收入倍差已经从2000年的6.47扩大至2023年的9.52,相对贫困问题日趋严峻。因此,确保相对贫困农户福利水平稳定提升,使其公平分享经济发展带来的好处,将是巩固脱贫成果、实现共同富裕的重点工作。

收稿日期: 2025-01-13

基金项目:上海市教委科研创新重大项目“解决相对贫困问题的长效机制研究”(2023SKZD13);国家社会科学基金重大项目“新发展格局下我国粮食安全风险防范研究”(23&ZD118);中央高校基本科研业务费专项资金资助(CXJJ-2023-441)。

作者简介:张锦华(1977—),男,江苏扬州人,上海财经大学财经研究所、城乡发展研究院研究员;

杨珂凡(1996—),男,四川南充人,上海财经大学财经研究所、城乡发展研究院博士研究生(通信作者);

龚钰涵(1999—),女,湖南益阳人,上海财经大学财经研究所、城乡发展研究院博士研究生。

近年来,伴随着《乡村振兴战略规划(2018—2022年)》《数字农业农村发展规划(2021—2025年)》等政策的实施,农村数字基础设施日趋完善,包括互联网、智能手机、电子商务在内的数字技术正在重塑农户生产生活方式(刘晓倩和韩青, 2018; 唐跃桓等, 2020; 秦芳等, 2022),通过提升信息获取能力、优化家庭资源配置、促进创业行为、增强人力资本和社会资本为农民带来技术红利(Ma等, 2020; 邱子迅和周亚虹, 2021a),在增加农民收入的同时改善营养安全、提升幸福感和福祉。

然而,数字技术带来的经济红利并非均匀分布,不同农户群体的获益未必均等(邱泽奇等, 2016),如果数字技术只是在整体层面和平均意义上提高了农户的收入水平,而有助于低收入农户的收入增加,那么这个结果并不利于缓解不平等和实现共同富裕。关于哪类农户群体能从中获得更高的经济效益,学界尚未达成共识。部分研究认为,由于高收入农户在传统资源禀赋方面的先天优势,下沉到农村地区的数字资源更偏好于流向该部分群体,在数字技术接入和利用方面的优势使得他们能够进一步放大增收效益,最终加剧农村家庭之间的收入差距(Ma等, 2020; Zhu等, 2022; 曾亿武等, 2022; 朱秋博等, 2023; 方师乐等, 2024)。

相比之下,更多的研究发现,数字技术变革对弱势农民的促进效应更为明显。数字技术直接降低了信息的获取成本并提升了可及性,能够缩小农产品市场的价格离散程度、优化产品配置效率,使曾经的边缘农户也能享受到“数字红利”(Aker等, 2016; 张永丽和李青原, 2022)。Jensen(2010)发现,低收入农户面临的信息不对称远比高收入家庭严重,数字技术可以弥补弱势农民在信息获取方面的劣势,使其处于与高收入农户相似的信息环境中,从而得到更大的福利改善。研究发现,由于互联网的参与,技术效率较差的农民显著提升了节水灌溉技术、土壤配方施肥、秸秆转化技术的采用率,并从中获取更高的经济收益(Gao等, 2020; Zheng等, 2023; Li, 2023; Nguyen等, 2023)。同时,数字技术在金融领域的应用也为低收入农户带来了新的发展机遇,通过拓展创业与就业渠道,为物质资本或社会资本相对匮乏的农村家庭提供了更多参与经济活动的可能性(张勋等, 2019, 2021)。

总体来看,既有文献对数字技术与农户收入间的关系已展开广泛讨论,但仍然存在一定局限性。第一,现有研究主要聚焦互联网使用(刘晓倩和韩青, 2018)、数字金融(张勋等, 2021)或农村电商(邱子迅和周亚虹, 2021a)等单一数字技术维度的影响,对农业生产、流通及金融全链条数字化的收入效应缺乏系统考察。第二,在分配效应上,学界对数字技术究竟是扩大还是缩小农户收入差距存在显著分歧,关于低收入农户能否从数字技术中充分获益也存在争议(秦芳等, 2022; 陈梦根和周元任, 2023; 方师乐等, 2024)。根据“千村调查”数据,从收入结构组成来看,高收入农户的收入来源已主要依赖于非农收入(占比86%),农业收入仅作为一小部分补充。但低收入农户受限于自身条件,难以向非农工作充分转移,从而更多地依赖农业收入(占比42%),因此相对贫困农户更有可能在农业数字技术变革的过程中受益。

鉴于此,本文从增收与分配角度来考察农业端数字技术应用对相对贫困农户收入的影响。首先,在对农业数字技术与相对贫困户增收的理论分析基础上,利用2023年上海财经大学覆盖全国31个省份的998个行政村的微观农户数据,实证检验农业数字技术对相对贫困农户的收入效应,同时利用内生处理效应回归模型、工具变量法和倾向得分匹配方法处理可能的内生性问题。其次,从降低信息搜索成本、提升耕地利用效率、实现传统农业技术追赶三方面考察其作用机制。最后,通过比较相对贫困农户与非相对贫困农户的获利差异,从收入结构重塑视角分析农业数字红利的分配问题,并根据人群特征和区域差异分析增收的异质性作用。

本文的边际贡献主要有以下几点:一是不同于现有研究在互联网、手机接入层面或宏观数

字经济发展层面的宽泛分析,本研究聚焦数字技术在农业领域的应用层面。考虑到农村数字接入鸿沟已逐渐抹平,农业数字技术发展进入快速发展的新阶段,及时拓展该领域的研究能够为数字经济推动乡村振兴提供新视角。二是文章利用独特的全国农户微观调查数据,实证分析农业数字技术应用对相对贫困农户的收入改善作用,并从耕地利用效率、信息搜索成本、传统技术追赶分析可能的作用机制,有利于清晰揭示农业数字技术是否具有益贫性这一关键问题。三是通过比较相对贫困农户与非相对贫困农户的数字红利分配差异,以及对不同人群、区域的异质性探讨,有助于进一步厘清农业数字技术在“后小康时代”解决农村发展不平衡、不充分问题中的作用,为缩小内部收入差距、推动共同富裕提供新的经验证据和决策依据。

二、理论分析与研究假设

(一)农业领域的数字技术应用与相对贫困农户增收

数字技术是由互联网、大数据、云计算以及“5G”等新兴信息技术所催生的产物,这些技术在向农村渗透的过程中逐渐融入农业,形成一个多面的技术生态。从狭义层面来看,农业数字技术被定义为利用信息通信技术来增进农业生产的可持续性和经济效益(Deichmann等, 2016)。从广义角度来讲,农业数字化技术不仅指代农业生产方式的数字化革命,更包含了涵盖农业经济活动各个方面的数字化参与,它涉及生产、经营、管理、金融数字化革命等全流程的数字化转型(马述忠等, 2022; 李丽莉等, 2023; 黄季焜等, 2024)。基于本文研究目的,将相对贫困群体获取农业数字技术红利的途径总结为以下几点:

1. 生产端。生产端的数字技术参与是农业数字化转型的前沿领域之一。一方面,线上农业生产技术指导发挥了关键作用,通过移动互联网平台尤其是智能手机,远程培训课程能够帮助相对贫困农户获取关于作物选择、种植时间、优化耕作方法和病虫害防治的专业建议。另一方面,线上农业机械租赁平台的发展降低了相对贫困农户使用农业机械的门槛。农户通过手机直接下单,自主选择服务项目和具体需求,企业或供销社便能通过大数据在线调配农机和农机操作手,从而惠及相对贫困农户。

2. 销售流通端。数字技术在流通和市场接入方面的应用对于相对贫困农户尤为关键。自2015年国务院扶贫办将电商扶贫纳入“精准扶贫十大工程”以来,在各级政府主导推动下的电商进农村、电商扶贫工程取得了一系列明显成效(王胜等, 2021)。在相对贫困治理阶段,电商扶贫带来的基础设施建设与销售网络仍然能持续发挥作用,电商扶贫平台可继续为小型农户提供一个广阔的销售窗口,打破地域限制,拓宽农产品交易市场。

3. 金融端。农业金融的数字化能够为相对贫困农户提供金融支持和风险管理,通过简化的信贷程序和更灵活的保险产品,为应对天气异常、价格波动等外部风险提供保障。移动支付和在线融资平台的普及,使得原本难以从传统金融机构获得支持的相对贫困农户,得以通过手机便捷地获得小额贷款,及时购买生产资料,提升抵御市场和自然风险的能力(贺立龙等, 2018)。

这些农业端的数字技术应用不仅能提升相对贫困农户的生产管理水平,还帮助扩展了他们的销售网络,并通过金融创新减少经营风险,对于推动农业现代化进程以及增进相对贫困农户福祉有重要意义。综上,本文提出研究假说H1:

H1: 农业数字技术应用能促进相对贫困农户增收。

(二)农业数字技术应用与相对贫困农户增收的作用机制

1. 农业数字技术、农业生产效率与农户增收。根据Cobb-Douglas生产函数,农业产出 $Y_f = AL^\alpha K^\beta$,其中 L 、 K 分别表示劳动力、传统资本的投入量, α 、 β 对应相应的产出弹性, A 表

示全要素生产率。假设全要素生产率 A 是农业生产中应用的数字技术 D 的增函数。那么全要素生产率的函数形式可以扩展为 $A(D)$, 此时 $Y_f = A(D)L^\alpha K^\beta$ 。为考察农业数字技术参与带来的产出增长, 对 D 求偏导, 得到:

$$\frac{\partial Y_f}{\partial D} = \frac{\partial A(D)}{\partial D} L^\alpha K^\beta \quad (1)$$

在劳动力投入与传统资本存量不变的情况下, 农业数字技术投入将带来全要素生产率的提升, 因此 $\partial A(D)/\partial D > 0$, 则 $\partial Y_f/\partial D > 0$, 表明农业数字技术将带来产出 Y_f 的直接增长。假设农业收入 $y_{ag} = P_f Y_f - c(F) - c(D)$, P_f 、 Y_f 分别表示农产品的生产价格和产量, $c(F)$ 表示传统农业投入的总成本, $c(D)$ 表示数字技术使用的额外投入成本。对 D 求偏导:

$$\frac{\partial y_{ag}}{\partial D} = P \times \frac{\partial Y_f}{\partial D} - \frac{\partial c(D)}{\partial D} \quad (2)$$

中国的数字基础设施建设通常由政府或国有资本建设, 在智能手机覆盖率跨越式发展的背景下, 农户仅需要付出基础通信费用便能接触并使用农业数字技术, 因此本文合理地认为数字技术成本 $c(D)$ 的边际增加远小于数字技术带来的边际产出增长, 此时:

$$\frac{\partial y_{ag}}{\partial D} = P \times \frac{\partial Y_f}{\partial D} - \frac{\partial c(D)}{\partial D} > 0 \quad (3)$$

这意味着数字技术 D 的边际增加会带来农业收入 y_{ag} 的边际增加, 因此相对贫困农户有机会通过采纳农业数字技术来改善农业生产效率, 进而提升总收入水平。基于此, 本文提出假说H2:

H2: 农业数字技术通过提升相对贫困农户的农业生产效率发挥增收作用。

2. 农业数字技术应用、传统技术追赶与农户增收。首先, 考虑相对贫困农户在时间 t 的传统技术水平 A_t 与领先技术水平 A^* 的差距 R_t : $R_t = A^* - A_t$, 此差距随 A_t 的增长而缩小, 对应的 R_t 变化影响了农户的技术追赶速度。 R_t 与农户能力 Cap_t 和政策支持 $Inst_t$ 相关联, 形式上可以表达为:

$$\alpha(R_t) = \alpha(A^* - A_t, Cap_t, Inst_t) \quad (4)$$

这里的 $\alpha(R_t)$ 为动态追赶函数, 是 Cap_t 和 $Inst_t$ 的增函数。考虑相对贫困农户的学习能力, $L_t = \psi(HumCap_t, SocInst_t)$, $HumCap_t$ 表示教育水平和技能水平, $SocInst_t$ 表示农业技术推广的外部支持。相对贫困农户面临多种潜在的生产技术和实践选择, 每种选择可能伴随着不同的风险特征。此时, 农业数字技术应用(用 D_t 表示)发挥了重要作用。传统的农业推广服务可以直接通过线上平台实现, 直接提升相对贫困农户的技术能力, 线上农机租赁、线上农业保险和农业贷款也能够降低传统农业技术的使用门槛并减少其试错风险。因此, D_t 可以被视作一个放大因子, 影响农户能力和农业技术推广对 A_t 的影响程度。

$$A_{t+1} = A_t + D_t \cdot \alpha(A^* - A_t, Cap_t, Inst_t) \cdot \psi(HumCap_t, SocInst_t) \quad (5)$$

对 A_{t+1} 求关于 A_t 的偏导:

$$\frac{\partial A_{t+1}}{\partial A_t} = 1 - D_t \cdot \frac{\partial \alpha}{\partial A_t} \cdot L_t \quad (6)$$

正常情况下, 技术水平 A_t 的增加会导致追赶速度减慢, 因此 $\partial A_{t+1}/\partial A_t < 1$, 进一步代入得到 $\partial \alpha/\partial A_t > 0$, 这意味着农户的技术水平 A_t 随着时间增加而趋向稳定状态 A^* 。农业数字技术通过放大相对贫困农户的学习能力 L_t 加速传统农业技术的采用, 帮助农户实现长期追赶。综上, 本文提出假说H3:

H3: 农业数字技术应用通过帮助相对贫困农户实现传统技术追赶促进增收。

3. 农业数字技术应用、信息搜索成本与农户增收。对于传统农产品销售市场中的相对贫困农户,通常面临严重的信息不对称问题,需求信息和流通渠道的缺乏与闭塞使得该群体不得不进行价格搜寻活动,付出信息成本,否则难以充分参与市场。

以Tack和Aker(2014)最优套利行为模型为基础,本研究假设相对贫困农户搜寻到销售价格 P_f 的概率密度函数为 $f(p)$,累积密度函数为 $F(p)$,所在区域为 j ,该区域不同农产品市场的价格分布为 $[p_j, \bar{p}_j]$,将信息边际成本用 c 表示,则信息成本与农产品销售价格的关系可推导如下:

为了获取最优价格 z ,假设农户已经在数量为 n 的市场中完成了价格搜寻,如果此时农户再进行一次搜寻,得到新的最优净价格 p_{n+1} 。当价格搜寻有效时, $p_{n+1} > z$,假设农户的利润函数为 $u(p)$,则 $u(p_{n+1}) > u(z)$,农户将获利 $u(p_{n+1}) - u(z)$ 。当价格搜索无效,此时仍只能以价格 z 售出,得到利润 $u(z)$,在此次价格搜索过程中获利为 $u(z) - u(z) = 0$ 。由此可以得到相对贫困农户在区域 j 的市场上第 $n+1$ 次搜寻的边际期望利润函数为:

$$B_j(z) = \int_{p_j}^z [u(z) - u(z)] f_j(p) dp + \int_z^{\bar{p}_j} [u(p) - u(z)] f_j(p) dp \quad (7)$$

化简后:

$$= \int_z^{\bar{p}_j} [u(p) - u(z)] f_j(p) dp \quad (8)$$

其中, (z, \bar{p}_j) 是农户在区域 j 内的获利区间。此时的边际净利润函数可表示为 $h_j(z) = B_j(z) - c$,根据利润最大化原则,农户会衡量预期边际利益和边际搜寻成本,在 $h_j(z) < 0$ 时停止信息搜寻行为,在 $h_j(z) > 0$ 时继续信息搜索以获取更高的净利润。当边际成本等于边际收益时,即 $h_j(z) = B_j(z) - c = 0$ 时,农户总利润最大。将 $B_j(z)$ 代入上式得到:

$$h_j(z) = \int_z^{\bar{p}_j} [u(p) - u(z)] f_j(p) dp - c = 0 \quad (9)$$

对上式进行全微分,化简后得到:

$$\frac{dr_j}{dc} = \frac{1}{u'(r_j)[F_j(r_j) - 1]} \quad (10)$$

由于 $F_j(r_j)$ 为累计概率密度函数,因此 $F_j(r_j) \leq 1$,又农户保留价格与利润之间的斜率为正, $u'(r_j) > 0$,可得到 $dr_j/dc < 0$,即保留价格和搜寻成本负向相关。在实现农业数字技术应用后,农户仅需要付出少量的电信网络费用便可以使用智能手机或电脑获取农产品价格信息,从而直接使得信息搜索成本 c 降低,相对贫困农户在信息不对称市场中的边缘地位得以改善,最终提升农产品销售价格,获得更高的农业收入。基于此,本文提出假说H4:

H4: 农业数字技术应用通过降低相对贫困农户的信息搜索成本发挥增收效用。

(三) 农业数字技术应用与红利分配的群体效应

随着农业数字技术在农村地区的发展与普及,其对农户增收和生产效率提升所发挥的积极作用已被广泛证实(唐跃恒等, 2020; 邱子迅和周亚虹, 2021b; 秦芳等, 2022),但不同群体间受益差异仍值得深入探讨。在本文关注的研究对象中,相对贫困农户和非相对贫困农户在获取农业数字红利方面呈现出不同的边际效应,这种差异主要源于信息不对称程度、技术应用水平、收入结构和政策倾斜四方面的因素。

1. 信息不对称与数字技术的普惠性。相对贫困农户通常教育水平较低、社会网络有限,致使其市场信息和技术资源获取困难,信息不对称问题较为严重。而农业数字技术的普惠性在解决信息不对称问题上具有显著优势,通过低成本、易获取的方式,能帮助相对贫困农户迅速获

取市场动态、种植技术和政策信息,形成更全面的认知和决策能力,显著降低信息障碍带来的生产和销售风险,从而促使信息不对称程度在相对贫困群体和非相对贫困群体间逐步缩小。

2. 技术起点差异与边际效应递增。由于高收入农户在传统农业技术采用方面已达较高水平,数字技术的进一步推广对其边际收益提升有限。低收入农户由于技术起点较低,农业数字技术的引入为其提供了跨越式发展的可能性,呈现出明显的“后发优势”与边际收益递增效应。

3. 收入结构差异与农业数字红利获取。由于高收入农户的收入来源已趋向多元化,农业收入占其总收入的比重较小,因而农业数字技术对其整体经济状况的改善影响有限。相反,由于相对贫困农户在非农劳动力市场中的竞争力不足,更依赖农业收入为主的经济来源。对于相对贫困农户来说,数字技术不仅是增收工具,更是改善生活的关键手段,使得他们接受和推广数字技术的态度更加积极,从而更充分地获取农业数字红利。

4. 政策倾斜与数字技术的包容性推广。在农业数字技术推广中,政府与部分市场主体采取了广泛且有针对性的普惠性政策,帮助相对贫困农户能够平等、便捷地接触数字资源。通过免费或补贴的数字技能培训、智能设备购置资助和网络资费补贴,低收入农户得以在经济上减轻负担,并且以极低成本实现技能素养提升。

鉴于此,本文提出研究假说H5:

H5: 农业数字技术带来的数字红利会改善农村收入分配,相对贫困农户受益更多。

三、研究设计

(一)数据来源

实证数据来源于上海财经大学2023年“千村调查”,调研以“数字技术赋能乡村振兴”为主题,在全国31个省份的998个行政村开展了实地调查^①。该大型调查项目包含家庭基本信息、乡村振兴及数字乡村三个模块,其中还有单独小节询问住户的数字技术使用情况以及数字化带来的影响。同时,调研团队采用村调查问卷的方式,收集村庄的地理、经济、数字基础设施等信息。本研究仅保留仍然从事农业生产的农户(包含全职农户和兼业农户),在排除缺失值、异常值和逻辑错误的样本后,共得到13 807份农户家庭截面数据用于实证分析。

(二)模型构建

为实证考察农业数字技术应用对相对贫困农户收入的影响,本文构建如下基准回归模型:

$$\ln Rpincome_i = \beta_0 + \beta_1 diguse_i + \beta_2 X_i + \phi_i + \varepsilon_i \quad (11)$$

其中,被解释变量 $\ln Rpincome_i$ 表示相对贫困农户*i*的人均年收入,并取对数纠偏。核心解释变量 $diguse_i$ 表示农户是否使用农业数字技术或使用强度, X_i 表示一系列控制变量,包括户主特征和家庭特征, ϕ_i 表示区域特征, ε_i 表示随机误差项, β_0 、 β_1 、 β_2 为待估系数。

(三)变量设定

1. 因变量: 相对贫困农户的家庭人均年收入。现阶段,判定相对贫困的常用方法主要有两种:一是基于家庭收入中位数或平均收入的特定百分比来设定相对贫困的阈值;二是建立一个多维的相对贫困标准,通过A-F方法进行综合估算。由于多维相对贫困标准尚缺乏广泛共识,学者们普遍采用基于收入比率的相对贫困线方法(王小林和冯贺霞,2020;王大哲等,2022)。考虑到中国农村的具体情况,本研究亦选择基于收入中位数的相对贫困线方法进行刻画。鉴于调研区域分布全国、地区差距显著,如果采取“一刀切”的相对贫困标准,会削弱群体内部比较的

^①为确保调研质量,调研前学校对调研人员进行了严格的培训,具体样本分布与调研过程详见“千村调查”数据平台:
<https://qiancundiaocha.sufe.edu.cn/>。

重要性。因此,本研究以村为单位,按照区域内农村家庭人均收入中位数的60%建立相对贫困线进行人群识别,得到相对贫困家庭3322户,并同时选取收入中位数的40%、50%作为稳健性检验中的相对贫困线。

2. 核心自变量:农业数字技术应用。在本文中,“农业数字技术应用”由两个指标刻画。一是将其定义为一个0-1虚拟变量,根据问卷题目设置,对数字技术的农业用途进行识别。其包括:(1)生产端的农产品种植选择、生产技术指导、线上农机租赁;(2)销售端的获取农产品销售信息、网络销售农产品;(3)数字金融端的线上获取农业经营贷款和线上购买农业保险。如果受访者有以上任意技术采纳,则赋值为1,否则为0。二是农业数字技术应用程度。为进一步衡量微观农户在农业方面的数字技术采用程度,结合“千村调查”问卷题目设置,本文通过综合指数反映农业数字技术采用水平,主要基于上述核心指标,采用熵值法客观评估并分配各指标的权重并最终形成综合指数。

3. 控制变量。控制变量的选取主要包括三个层面:一是家庭户主的个人特征,包括性别、年龄、教育程度、婚姻情况、健康情况和政治面貌等;二是农户的家庭特征,包括家庭规模、抚养比和耕地面积;三是区域层面,包括所在村庄的经济发展水平、人口规模、土地面积以及所属大区,以缓解宏观因素对估计结果的干扰。

四、实证分析

(一)基准回归结果

1. 农业数字技术采用对相对贫困农户收入的影响。[表1](#)汇报了农业数字技术使用对相对贫困农户收入影响的基准回归结果。其中,列(1)-(3)的核心解释变量为“是否采用农业数字技术”,列(4)-(6)的核心解释变量为“农业数字技术使用程度”,列(2)、(3)和列(5)、(6)是逐步加入个人特征、家庭特征和区域特征的估计结果。[表1](#)第(3)列显示,核心解释变量“是否采用农业数字技术”在1%的统计水平上显著,且估计系数为0.143。这说明,采用农业数字技术的相对贫困农户收入将比不采用的农户高出15.37%。[表1](#)第(6)列显示,农业数字技术使用程度也在1%的统计水平上显著,且估计系数为0.500,意味着使用程度每增加一个标准差(9.7%),将带来4.97%的收入增长。上述结果直接证明了农业领域的数字技术应用为相对贫困农户带来的增收效应,假说H1得证。

表 1 基准回归结果

变量	被解释变量: 相对贫困农户家庭人均年收入的対数					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
技术应用	0.270*** (0.028)	0.153*** (0.028)	0.143*** (0.027)			
应用程度				0.935*** (0.099)	0.540*** (0.102)	0.500*** (0.097)
个人特征	未控制	已控制	已控制	未控制	已控制	已控制
家庭特征	未控制	已控制	已控制	未控制	已控制	已控制
区域特征	未控制	未控制	已控制	未控制	未控制	已控制
观测值	3 322	3 312	3 312	3 322	3 312	3 312
R ²	0.028	0.140	0.207	0.030	0.140	0.208

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平,括号内为稳健标准误,下同。

2. 不同技术应用端的分解贡献。进一步地, 本文将农业数字技术细分为信息获取(农产品种植选择、农产品销售信息)、生产效率(生产技术指导、线上农机租赁)、市场接入(对应网络销售农产品)、数字金融(线上获取农业经营贷款、线上购买农业保险)四方面。从表2 Panel A的结果来看, 四类细分变量的系数分别为0.162、0.148、0.102、0.108, 均显著为正, 意味着数字技术与农业结合的四个维度均能对相对贫困农户收入产生正向影响。但值得注意的是, 信息获取和生产效率的贡献相对突出, 而市场接入和数字金融方面的回归系数和显著性都有明显下降。

表 2 农业数字技术的分解贡献与各收入类别的影响

Panel A : 农业数字技术应用的分解贡献										
变量	(1)	(2)	(3)	(4)						
信息获取	0.162*** (0.029)	0.148** (0.059)	0.102* (0.052)	0.108** (0.054)						
生产效率										
市场接入										
数字金融										
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制						
观测值	3 312	3 312	3 312	3 312						
R ²	0.208	0.202	0.201	0.201						
Panel B : 农业数字技术应用对不同收入来源的影响										
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)				
	农业收入	农业收入	工资性收入	工资性收入	转移性收入	转移性收入				
技术应用	0.455*** (0.066)	1.557*** (0.233)	-0.028 (0.059)	-0.045 (0.220)	-0.002 (0.103)	0.133 (0.389)				
应用程度										
控制变量							已控制	已控制	已控制	已控制
观测值							3 312	3 312	3 312	3 312
R ²	0.142	0.143	0.105	0.105	0.187	0.187				

产生此结果的原因可能与多个因素相关。第一, 信息获取和生产数字化的技术门槛相对较低, 使用便捷, 易于被相对贫困农户所接受和掌握。例如, 通过智能手机接收种植和市场信息的过程简单, 不要求高水平的技术能力, 也不涉及大规模的资金投入, 用户友好性强。第二, 在政府推动农业现代化的政策扶持下, 高额的农机购置、租赁补贴也使得相对贫困群体可通过低廉的成本接触到农机技术(杨青等, 2023)。相对而言, 网络销售和数字金融服务的技术门槛更高, 要求用户具备一定水平的技术素养与资源平台。线上销售农产品需要基础的电商知识、市场营销技能乃至物流协调能力, 对于大部分相对贫困农户来讲仍然是稀缺技能。同时, 相对贫困农户通常缺乏必要的金融知识, 也没有足够的资金投入额外的金融产品上, 这些不利条件进一步限制了相对贫困农户从网络销售和农业数字金融应用中获得实质性益处的程度。

3. 对不同收入来源的影响。本文进一步将相对贫困农户收入分为农业收入、工资性收入和转移支付收入三部分, 考察农业数字技术应用对收入结构的影响。从表2 Panel B的结果来看, 农业数字技术应用对农业收入的增长发挥了显著作用, 使用农业数字技术将带来45.5%的农业收入增长, 且农业数字技术使用指数每增加10%, 农户的农业收入会进一步增长约16.85%, 符合理论预期, 进一步证实了假说H1。但农业数字技术应用对工资性收入和转移性收入并未产生影响, 在之前的研究中, 陆镜名等(2023)认为农业数字技术在提升生产效率的同时, 也释放

了农业劳动力, 从而对非农收入产生积极影响。本文产生不一致结果的原因可能在于, 相对贫困农户的农业数字技术使用尚处于起步阶段, 对非农收入的溢出性影响仍待进一步发展。

(二) 稳健性检验

1. 内生处理效应模型 (Endogenous Treatment Effects Regression, ETR) 解决自选择偏差问题。参考相关研究 (Ma等, 2023), 使用同一乡镇内相邻村庄的农业数字技术采纳者比例作为工具变量。一方面, 从相关性来看, 相邻村庄的数字技术采纳比例可能通过区域基础设施的共用性、技术扩散效应以及邻近农户的学习效应影响本村农户的数字技术采纳行为。另一方面, 邻村的技术采纳行为并不会直接影响本村农户的收入不平等状态, 具有相对外生性。在此基础上, 本文对工具变量进行了有效性检验。从检验结果来看, F统计量为1471, LM统计量为1331, 均远超10%显著性水平下的临界值, 通过可识别检验与弱工具检验, 证明工具变量合适且有效。

表3第(1)列汇报了ETR联合估计的选择阶段, 展示了个人、家庭特征与农业数字技术使用决策间的关联。第(2)列汇报了在控制选择偏误后的处理效应结果。结果显示, 农业数字技术使用的系数为0.705且在1%水平下显著, 进一步证明了农业数字技术使用对相对贫困农户收入的积极影响, 印证了基准回归结果的稳健性。

为确保估计结果的稳健性, 本文还进行了以下检验: 一是采用工具变量 (IV) 法, 利用两阶段最小二乘 (2SLS) 法缓解潜在的内生性偏误; 二是采用倾向得分匹配 (PSM) 方法, 以年龄、性别、教育、家庭规模等变量为协变量, 通过多种匹配方法计算农业数字技术采用的平均处理效应; 三是通过设定不同的相对贫困线标准 (收入中位数的50%和40%), 并将被解释变量替换为家庭年总收入, 以验证识别标准和变量定义的敏感性; 四是剔除人均耕地面积过低、非农收入占比过高以及受过高等教育等特殊样本, 以排除潜在的极端值干扰^①。上述稳健性检验结果均支持本文主要结论, 验证了基准回归的可靠性。

(三) 机制分析

理论分析表明, 农业数字技术参与能通过提升农业生产效率、实现传统技术追赶和减少信息搜索成本三条路径促进相对贫困农户增收。为验证上述作用机制, 本文参考江艇 (2022) 关于因果推断的讨论与建议, 选择与结果变量因果关系清晰的变量作为机制变量, 研究处理变量 (农业数字技术应用) 与中介变量间的因果论证, 以检验假说H2~H4。

1. 耕地生产效率。首先, 检验农业数字技术应用对相对贫困农户耕地生产效率的影响。由于相对贫困农户的平均耕地面积并不高 (调研数据显示平均面积为4.6亩), 因此本文用“亩产农作物产出”作为农业生产效率的代理变量。表4第(1)、(2)列的结果显示, 农业数字技术使用和使用程度在1%水平下对耕地生产效率产生正向影响, 假说H2得证。

2. 机械化农机使用。根据理论分析, 得益于信息端和农业推广技术的数字化, 相对贫困农户有机会实现“弯道超车”, 弥补传统农业生产技术落后的现状。本文用“机械化农机使用”^②作为传统技术追赶的代理变量。表4第(3)、(4)列的结果证明了农业数字技术参与促进了相对贫

表 3 内生处理效应回归结果

变量	(1)选择方程	(2)结果方程
技术使用		0.705*** (0.101)
IV	2.222*** (0.142)	
控制变量	已控制	已控制
观测值	3312	3312

注: (1)模型的误差项相关性参数 $\rho(rho)$ 为满足1%显著性水平的-0.598, 表明不控制自选择偏误会致效应被低估; (2)Wald独立性检验值为满足1%显著性的32.31, 表明有必要对选择方程和结果方程联合估计, ETR模型的使用是有必要的。

①受篇幅所限, 具体估计结果未在正文中呈现, 可根据需要向作者索取。
②机械化农机使用为二元变量, 对应问卷中的农用灌排管机械(包括电动抽水泵、柴油机、汽油机)拥有情况, 如果拥有台数大于或等于1, 则赋值为1, 否则赋值为0。

困的机械化农机使用行为,有力证明了农业数字技术在帮助该群体实现传统农业技术追赶的作用,假说H3得证。

3. 减少信息搜索成本。要精确识别信息搜索成本较为困难,因为普通农户通常不会对平常支付给中间商的费用和联系市场的通信费用进行记账。本文用问卷中“获取信息费用是否降低”^①的农户直观感受作为信息搜索成本的代理变量。表4第(5)、(6)列的结果显示,农业领域的数字技术参与显著增强了农户对信息搜索成本下降的主观感受,证明了农业数字技术应用对减少信息搜索成本的积极作用,假说H4得证。

表 4 影响机制的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	耕地生产效率	耕地生产效率	传统技术追赶	传统技术追赶	信息搜索成本	信息搜索成本
技术应用	0.131*** (0.042)		0.167*** (0.063)		0.071*** (0.018)	
应用程度		0.511*** (0.152)		0.532*** (0.204)		0.291*** (0.064)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	3 312	3 312	3 312	3 312	3 312	3 312
R ²	0.427	0.427	0.043	0.045	0.095	0.095

(四)农业数字技术的益贫性效用

虽然本研究的关注重心是相对贫困农户,但非相对贫困农户同样会受到农业数字技术采用的影响,尽管他们的主要收入来源已经是非农收入,但仍有相当一部分家庭保留农业生产。因此,本部分进一步分析农业数字技术对非相对贫困农户的影响,并与前文中的相对贫困农户系数进行对比,以衡量农业数字技术红利是否能发挥平衡收入分配的潜力。表5汇报的结果表明,非相对贫困农户同样受到农业数字技术应用的正向影响,但回归系数相较相对贫困来说有明显下降,在技术使用层面低0.062,在使用程度层面低0.215,证明农业数字技术应用更有益于相对贫困农户增收,进而对平衡内部收入差距产生正面影响,假说H5得证。

表 5 相对贫困农户与非相对贫困农户的农业数字红利分配差异

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	非相对贫困农户	相对贫困农户	非相对贫困农户	相对贫困农户
技术应用	0.081*** (0.013)	0.143*** (0.027)		
应用程度			0.285*** (0.036)	0.500*** (0.097)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	10 461	3 312	10 461	3 312
R ²	0.264	0.207	0.265	0.208
系数差异P值	0.038		0.037	

注:组间系数差异P值是基于似无相关模型SUR的检验结果。

本研究进一步使用分位数回归考察不同收入分位点农户的系数差异,以从整体层面把握农业数字红利对不同收入层级农户的差异影响。本文通过绘制分位数回归结果图进行分析(见图1)。可以发现,农业数字技术使用与使用程度对所有收入层级的农户都产生了显著的正向影

①获取信息费用是否降低为二元变量,若农户感知到信息获取成本下降,则赋值为1;否则,赋值为0。

响,并随着收入分位数水平下降,二者的正向促进效应均呈现出左高右低的下降趋势。意味着农业数字技术应用对低收入农户的促进作用更大,证明了农业数字技术的益贫性效用。

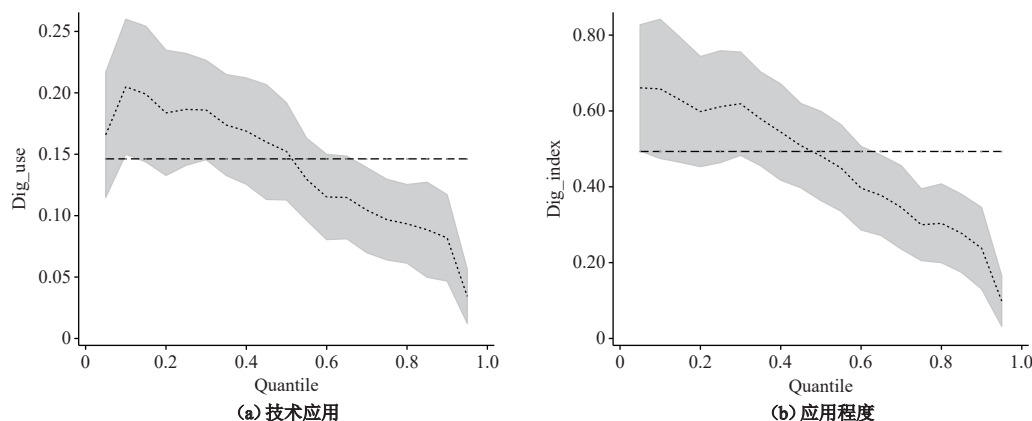


图1 分位数回归的系数分布

五、进一步讨论

(一) 不同人群的数字赋能差异

1. 脱贫户的数字赋能差异。通过将农户按照过去是否为“建档立卡贫困户”分为脱贫户与非脱贫户,进行分组回归。表6 Panel A列(1)、(2)的结果表明,脱贫户的回归系数为0.188,超过非脱贫户的0.134,说明脱贫户对农业数字技术的利用效率更高,实现了更为显著的收入增长。产生此现象的原因可能源于脱贫户在脱贫攻坚阶段获得的政策优惠与扶持,曾经的扶贫政策大量涵盖农业技术培训、信息化基础设施建设和针对性的农业生产转移支付,为曾经的建档立卡贫困户提供了更多接触并利用数字技术的机遇。

2. 数字赋能在弱势群体中的应用缺口。在聚焦于农业数字技术对相对贫困农户整体效益的同时,本研究特别关注到有中度至重度慢性疾病成员的农户,以及高龄独居老人。根据表6 Panel A列(3)、(4)呈现的结果,发现农业数字技术对于患有中重度慢性病的农户和孤寡老人农户的收入并无显著影响。

3. 家庭抚养比的异质性影响。将抚养比大于0.5的农户认定为高抚养比农户,考察农业数字技术应用对该群体的影响,发现高抚养比的农户更难从农业数字技术变革中获益。原因主要有两点:一是抚养比较高的农户面临更大的家庭压力,导致他们需要更高的收入来满足日益增长的家庭责任,这使得他们更倾向于从事回报率更高的非农工作以减轻经济负担;二是高抚养比农户在投入家庭照顾与抚养义务上的时间和精力分散,限制了他们学习和采纳新技术的能力。

4. 全职农户与兼业农户的增收差异。在当前中国农业生产格局中,兼业农户已成为核心组成部分。“千村调查”数据显示,在所有参与农业生产的农民中,约有81.19%为兼业农户,这部分农户的年均收入为21 744.49元,显著高于全职农户的13 412.86元的平均水平,引入农业数字技术为缩减这两类农户间的收入差异提供了新契机。通过比较表6 Panel A列(6)、(7),可以发现农业数字技术对全职农户的增收效应明显大于兼业农户,揭示出技术革新在更加集中和专业化的农业经营模式中具备更强的发展潜力,从而有助于减缓受非农—农业间收益差异所驱动的全职与兼业农户间的经济分化。

表 6 异质性分析

Panel A: 不同群体的数字赋能差异							
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	脱贫户	非脱贫户	慢性病	孤寡老人	高抚养比	全职农户	兼业农户
技术应用	0.188*** (0.037)	0.134*** (0.016)	0.076 (0.055)	0.026 (0.101)	0.091** (0.045)	0.408*** (0.017)	0.119*** (0.037)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
系数差异P值	0.040		0.030	0.090	0.000	0.000	
观测值	2485	11287	1027	291	1707	11183	2485
R ²	0.178	0.284	0.259	0.361	0.270	0.254	0.178

注:组间系数差异的P值是基于似无相关模型(SUR)的检验结果。

六、结论与政策建议

增进相对贫困农户福祉对于巩固脱贫成果、实现共同富裕至关重要,农业领域的数字技术渗透为此提供了契机。本研究基于2023年上海财经大学“千村调查”的实地调研数据,从微观角度实证分析了农业数字技术应用对相对贫困农户收入的影响。研究表明,农业领域的数字技术采纳能显著促进相对贫困农户增收。与现有研究文献不同,本研究不仅集中于农业数字技术对农户收入的直接影响,还通过比较相对贫困农户与非相对贫困农户的数字红利分配,明确了数字技术在促进收入再分配中的作用。同时,发现农业数字技术通过减少信息搜索成本、提升耕地利用效率和帮助传统技术追赶三个机制帮助相对贫困农户弥补收入差距,为理解数字技术如何促进收入平衡提供了新的视角。

基于此,为增进相对贫困农户福利并巩固脱贫攻坚成果,须采取多方位的策略:首先,政策应加大对农业生产数字化转型的支持,特别是在冷链物流、农产品加工和水利灌溉等领域,通过财政补贴、税收减免和技术支持,鼓励农户引入智能化生产设备,并加强针对性技术培训,提高农户数字技能。其次,在推动农业数字生产技术普及的同时,需要进一步强化对弱势群体的关注。例如,设计针对特殊人群的定制化技术培训方案,优化数字产品的无障碍接口,并调整应用界面以适应老年人的使用习惯。同时,积极配套社会支持和社区服务,建立农户互助网络,为弱势群体提供多元化的支持。最后,应加强中西部和偏远地区的数字基础设施建设,推动5G、物联网和人工智能等新兴数字基础设施布局,通过跨区域合作弥补区域差距,为农村数字化提供坚实的基础保障,以确保农业数字化带来的益处能够普惠于社会的每一个角落,真正实现农业农村社会共同繁荣发展。

主要参考文献:

[1] 陈梦根,周元任. 数字经济、分享发展与共同富裕[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, (10).

[2] 陈铭聪,程振源,杨彦欣. 中国居民绝对与相对贫困的综合测度:1989—2015[J]. 经济科学, 2023, (2).

[3] 方师乐,韩诗卉,徐欣南. 电商发展与农村共同富裕[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, (2).

[4] 贺立龙,黄科,郑怡君. 信贷支持贫困农户脱贫的有效性:信贷供求视角的经验实证[J]. 经济评论, 2018, (1).

[5] 黄季焜,苏岚岚,王悦. 数字技术促进农业农村发展:机遇、挑战和推进思路[J]. 中国农村经济, 2024, (1).

[6] 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).

[7] 李丽莉,曾亿武,郭红东. 数字乡村建设:底层逻辑、实践误区与优化路径[J]. 中国农村经济, 2023, (1).

[8] 刘晓倩,韩青. 农村居民互联网使用对收入的影响及其机理——基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据[J]. 农业技术经济, 2018, (9).

- [9] 陆镜名,仇焕广,苏柳方,等. 数字能力能否促进牧户增收——来自典型牧区的经验证据[J]. 中国农村经济,2023,(12).
- [10] 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[J]. 农业经济问题,2022,(5).
- [11] 秦芳,王剑程,胥芹. 数字经济如何促进农户增收?——来自农村电商发展的证据[J]. 经济学(季刊),2022,(2).
- [12] 邱泽奇,张树沁,刘世定,等. 从数字鸿沟到红利差异——互联网资本的视角[J]. 中国社会科学,2016,(10).
- [13] 邱子迅,周亚虹. 电子商务对农村家庭增收作用的机制分析——基于需求与供给有效对接的微观检验[J]. 中国农村经济,2021a,(4).
- [14] 邱子迅,周亚虹. 数字经济发展与地区全要素生产率——基于国家级大数据综合试验区的分析[J]. 财经研究,2021b,(7).
- [15] 苏芳,常江波,范冰冰,等. 多维视角下相对贫困治理的中国探索[J]. 中国软科学,2023,(11).
- [16] 唐跃恒,杨其静,李秋芸,等. 电子商务发展与农民增收——基于电子商务进农村综合示范政策的考察[J]. 中国农村经济,2020,(6).
- [17] 王大哲,朱红根,钱龙. 基本公共服务均等化能缓解农民工相对贫困吗?[J]. 中国农村经济,2022,(8).
- [18] 王胜,屈阳,王琳,等. 集中连片贫困山区电商扶贫的探索及启示——以重庆秦巴山区、武陵山区国家级贫困区县为例[J]. 管理世界,2021,(2).
- [19] 王小林,冯贺霞. 2020年后中国多维相对贫困标准:国际经验与政策取向[J]. 中国农村经济,2020,(3).
- [20] 杨青,贾杰斐,刘进,等. 农机购置补贴何以影响粮食综合生产能力?——基于农机社会化服务的视角[J]. 管理世界,2023,(12).
- [21] 曾亿武,孙文策,李丽莉,等. 数字鸿沟新坐标:智慧城市建设对城乡收入差距的影响[J]. 中国农村观察,2022,(3).
- [22] 张勋,万广华,吴海涛. 缩小数字鸿沟:中国特色数字金融发展[J]. 中国社会科学,2021,(8).
- [23] 张勋,万广华,张佳佳,等. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究,2019,(8).
- [24] 张永丽,李青原. 互联网使用对贫困地区农户收入的影响——基于甘肃省贫困村农户的调查数据[J]. 管理评论,2022,(1).
- [25] 朱秋博,张萌,白军飞. 数字之利与数字之弊:短视频对农村居民的影响[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版),2023,(3).
- [26] Aker J C, Ghosh I, Burrell J. The promise (and pitfalls) of ICT for agriculture initiatives [J]. *Agricultural Economics*, 2016, 47(S1): 35–48.
- [27] Deichmann U, Goyal A, Mishra D. Will digital technologies transform agriculture in developing countries? [J]. *Agricultural Economics*, 2016, 47(S1): 21–33.
- [28] Gao Y, Zhao D Y, Yu L L, et al. Influence of a new agricultural technology extension mode on farmers' technology adoption behavior in China [J]. *Journal of Rural Studies*, 2020, 76: 173–183.
- [29] Jensen R T. Information, efficiency, and welfare in agricultural markets [J]. *Agricultural Economics*, 2010, 41(S1): 203–216.
- [30] Li G. Digital inequality and household income distribution: Evidence from rural China [J]. *Applied Research in Quality of Life*, 2023, 18(6): 3061–3087.
- [31] Ma W L, Grafton R Q, Renwick A. Smartphone use and income growth in rural China: Empirical results and policy implications [J]. *Electronic Commerce Research*, 2020, 20(4): 713–736.
- [32] Ma W L, Vatsa P, Zheng H Y, et al. Does adoption of information and communication technology reduce objective and subjective well-being inequality? Evidence from China [J]. *Social Indicators Research*, 2023, 169(1-2): 55–77.
- [33] Nguyen T T, Nguyen T T, Grote U. Internet use and agricultural productivity in rural Vietnam [J]. *Review of Development Economics*, 2023, 27(3): 1309–1326.
- [34] Tack J, Aker J C. Information, mobile telephony, and traders' search behavior in Niger [J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2014, 96(5): 1439–1454.
- [35] Zheng H Y, Zhou Y W, Rahut D B. Smartphone use, off-farm employment, and women's decision-making

- power: Evidence from rural China [J]. *Review of Development Economics*, 2023, 27(3): 1327–1353.
- [36] Zhu Q B, Zhu C, Peng C, et al. Can information and communication technologies boost rural households' income and narrow the rural income disparity in China? [J]. *China Economic Quarterly International*, 2022, 2(3): 202–214.

Application of Agricultural Digital Technology and Income Growth of Relatively Poor Farmers: Micro Evidence from the “Thousand-villages Survey” in 2023

Zhang Jinhua^{1,2}, Yang Kefan^{1,2}, Gong Yuhua^{1,2}

(1. *Institute of Finance and Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China;*

2. *Institute of Urban and Rural Development, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China*)

Summary: Enhancing the welfare of relatively poor farmers is crucial for consolidating poverty alleviation efforts and achieving common prosperity. The penetration of digital technology in the agricultural sector offers a key opportunity for this. This paper, based on the data from the “Thousand-villages Survey” of Shanghai University of Finance and Economics in 2023, empirically analyzes the impact of agricultural digital technology on the income of relatively poor farmers, exploring its mechanism for income growth and the heterogeneous effect across different groups. The findings reveal that agricultural digital technology significantly promotes the income growth of relatively poor farmers.

Regarding the income growth mechanism, agricultural digital technology helps relatively poor farmers reduce information search costs, improve land use efficiency, and accelerate the adoption of traditional agricultural technology. Additionally, a comparison of digital dividend distribution between relatively poor and non-poor farmers indicates that the income growth effect is more pronounced for the former, thereby helping to balance income distribution and alleviate internal inequality among farmers. Heterogeneity analysis further finds that agricultural digital technology has a more significant income growth effect for full-time agricultural producers, poverty-alleviation households, and those with lower dependency ratios, but there is still a gap in empowering vulnerable groups. Regional comparisons show that Central China and East China benefit the most from agricultural digital technology, highlighting the importance of regional economic development and digital infrastructure in determining the effectiveness of agricultural digital technology applications. In conclusion, policy formulation should focus on the digital affordability, accessibility, and equity for relatively poor groups, ensuring that all farmers can actively participate in the wave of agricultural digitization and share the digital dividends.

Key words: digital economy; common prosperity; relative poverty; income growth of farmers; income distribution

(责任编辑: 倪建文)