

指尖赋能, 阡陌共富: 数字技术如何缩小农户内部收入差距?

张锦华¹, 杨珂凡¹, 赵文铖²

(1. 上海财经大学 公共管理学院, 上海 200433; 2. 北京大学 现代农学院, 北京 100871)

摘要:持续扩大的农户内部收入差距将阻碍共同富裕进程, 数字技术使用为缩小农业生产者内部的收入差距提供了机遇。文章基于 2023 年“千村调查”数据, 从微观视角分析了数字技术使用与农户内部收入差距的关系及其影响机制。研究发现: 农户数字技术使用显著缓解了内部收入差距。机制分析表明, 数字技术使用一方面可通过提高低收入农户的能力, 促进其农产品销售、创业活动及经营规模扩大; 另一方面可推动资本回报收敛, 降低农户因为资本禀赋差异导致的收入分配不平衡。根据研究结论, 文章建议加大政策倾斜, 构建差异化推广体系和改善代际间的数字赋能方法。

关键词:数字经济; 共同富裕; 相对贫困; 收入差距

中图分类号:F323 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2025)09-0034-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20250617.402

一、引言

消除贫困、改善民生和实现共同富裕是社会主义的核心目标。党的二十大报告指出, “中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化, 共同富裕是中国特色社会主义的本质要求”。应确保全体人民公平享受经济发展成果、促进社会公正与和谐, 这已成为新时代中国的重要历史使命(李实, 2021)。在推动实现共同富裕的进程中, 农村地区面临的结构性挑战较大。尽管近年来农村居民可支配收入持续增长, 城乡收入差距逐渐缩小, 但农村内部的发展不平衡问题仍然突出, 机会不平等与收入分化趋势日益加剧(程名望和张家平, 2019; 黄季焜, 2022)。根据《中国统计年鉴》的数据, 2022 年全国农村居民的基尼系数已升至 0.443, 超过城镇居民的 0.421, 收入最高的 20% 的农村居民与最低的 20% 农户之间的年收入倍差也从 2000 年的 6.47 增加至 2023 年的 9.52, 这已成为中国居民收入差距逐年扩大的主要因素。农户内部收入差距的扩大不仅制约其收入持续增长, 还可能加剧相对贫困, 进而损害乡村资源配置效率。由此可见, 改善农村收入分配结构、缩小农户内部收入差距不仅与农户福利提升密切相关, 更是实现共同富裕目标的关键环节。

收稿日期: 2024-10-12

基金项目:上海市教委科研创新重大项目(2023SKZD13); 国家社科基金重大项目(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, 上海财经大学公共管理学院研究员, 博士生导师;
杨珂凡(1996-)(通讯作者), 男, 四川南充人, 上海财经大学公共管理学院博士研究生;
赵文铖(1998-), 男, 山东莱西人, 北京大学现代农学院博士后。

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,农村互联网普及率已经迅速增长到60.5%。^①在此背景下,数字化知识与信息逐渐转变为农业生产的关键要素,这使得数字农业成为数字经济时代下的农业发展新常态。农业农村部的数据显示,2020年全国县域农业农村信息化发展总体水平达37.9%,县域农产品网络零售额占农产品销售总额的13.8%。^②数字技术在提高农业产出和规模效应方面成效显著,并且有效缓解了信息不对称所导致的要素流通约束问题(Hailu等,2014;黄季焜,2018)。

然而,数字技术在推动农业效率与农民增收的同时,对收入分配及农户内部收入差距的影响需要深入探讨。与本研究相关的文献可分为两大类:一是关于农民内部收入差距的影响因素研究。李实(1999)最早对农户内部收入差距进行了系统总结,发现中国农民内部收入差距的根源来自于劳动力配置差异、地区分割、财产分配和税费制度四方面;程名望等(2015)则从微观视角出发,认为人力资本、物质资本、金融资产和社会资本等微观因素也是造成中国农户内部收入差距的重要原因;进一步的拓展研究发现,农户创业、非农就业、土地流转和数字普惠金融也会对农户内部收入差距产生显著影响(许庆等,2008;史常亮等,2017;沈栩航等,2020;斯丽娟和汤晓晓,2022)。二是关于数字经济与收入差距的研究。一种观点认为,数字经济具有打破空间分割、降低准入门槛、分享普惠等特征,能够通过缓解信息不对称、减少价格离散度和促进市场整合实现包容性发展,显著缩小收入差距(张勋等,2019;邱泽奇和乔天宇,2021;陈梦根和周元任,2023;周亚虹等,2024)。另一种观点认为,由于高收入群体在传统资源禀赋方面的优势,在数字技术接入和利用上占据优势,从而最终扩大收入差距(Zhu等,2022;方师乐等,2024);程名望和张家平(2019)发现,互联网发展与收入差距之间呈现“倒U”形的非线性关系,即初期互联网发展将扩大差距,发展程度的提升则有助于缩小差距。

尽管已有研究关注数字经济对收入差距的影响,但受样本选择与实证方法差异的影响,关于“增收扩距”还是“增收缩距”的争议依然存在。现有文献主要聚焦于区域和城乡收入差距,对农户内部收入差距的探讨较少。在实证分析中,通常使用宏观层面的综合指数量化数字经济,未能充分关注与农民密切相关的农业领域。鉴于此,研究数字技术使用对农户内部收入差距的影响具有重要的理论与现实意义。本研究在构建理论模型的基础上,利用2023年上海财经大学覆盖全国31省998村的微观农户数据,实证检验数字技术使用对农户内部收入差距的影响,借助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,并从“可行能力集”扩张与资本回报收敛两方面考察作用机制。

本文的边际贡献主要体现在以下三个方面:第一,拓展了数字经济背景下农村收入分配问题的研究视角。已有研究主要侧重于宏观层面的数字经济发展水平对地区或城乡收入差距的影响,本文基于微观农户的实际使用情况,识别其在信息获取、生产智能化、市场接入与金融服务等维度的应用情况,揭示了数字技术在乡村微观经济单元中嵌入的现实路径及其经济后果。第二,本文提供了数字技术改善收入分配的经验证据。依托2023年“千村调查”数据,本文系统考察了数字技术使用对农户内部收入差距的影响。研究发现,农业领域的数字技术使用显著缓解了农户内部收入差距,并且通过了稳健性检验。进一步的机制分析表明,数字技术主要通过扩展低收入群体的“可行能力集”和推动资本回报收敛发挥作用,其增收效应在低收入分位农户

① 数据来源:第52次《中国互联网络发展状况统计报告》, <https://cnnic.cn/n4/2023/0828/c88-10829.html>。

② 数据来源:农业农村部, http://www.moa.gov.cn/xw/zwtd/202112/t20211220_6385157.htm。

中更为显著。第三,本文识别了数字技术赋能在不同群体与区域间的差异后果。异质性分析表明,数字技术对中年、男性和全职农户的收入改善作用更强,在粮食主产区的收入分配改善效应也显著高于非主产区。本文证明“数字红利”在群体与区域间的分布存在异质性,这有助于为分层次、差异化的数字治理政策提供经验证据与理论支持。

二、理论分析与研究假说

(一)农业领域的数字技术使用

数字技术源于互联网、大数据、物联网以及“5G”等新兴信息技术的开发和普及。结合中国农村实际情况与调研发现,本研究将农户在农业领域的数字技术使用概括为以下三个方面:

1. 生产端。生产端的数字技术使用是农业发展的前沿领域之一。农户通过智能手机等移动互联网平台,可获得作物选择、种植时机、耕作优化及病虫害防治的专业指导。而物联网、卫星遥感、精准定位系统及智能传感器等技术的综合应用,也使得田间数据采集、实时监测与决策制定得到进一步优化。

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农户至关重要。农村电商平台为农户提供了广阔的销售窗口,通过打破地域限制实现更大的市场覆盖。通过线上交易,农户能够以更高的价格出售农产品,并减少中间环节带来的额外成本(周亚虹等, 2024)。

3. 金融端。数字技术在农村金融领域的应用有效降低了农户获得金融服务的门槛。移动支付与在线融资平台降低了农户获取小额贷款的交易成本,而灵活便捷的保险产品则增强了农户应对极端气候和市场波动等外部风险的能力。

尽管农业数字技术具有广阔潜力,但实际应用较少。根据“千村调查”数据分析结果,虽然 96.51% 的农户拥有数字设备,但实际用于农业生产的仅为 27.76%,这表明智能手机等数字设备多被用于娱乐、休闲与社交等非生产性用途,而智能农业机械、农产品线上销售及数字金融等关键领域的技术应用仍处于初级阶段,有待进一步推广。

(二)农业数字变革与农户内部收入差距^①

关于技术进步对农户收入差距的影响,多数文献通常从人力资本、社会网络等单一视角进行分析,忽视了农户收入结构在不同收入层级的非平衡分布。根据“千村调查”数据分析结果,我国参与农业生产的农户中兼职型样本占比高达 81.19%,其中高收入群体的收入结构已明显偏向非农收入。相较之下,低收入农户受限于自身能力,在非农劳动力市场中处于劣势,因此更依赖农业收入。随着农业数字技术的推广,低收入农户有机会在技术使用的过程中获取更多的“数字红利”并缓解收入差距。通过绘制数字技术应用组和非应用组的洛伦兹曲线并计算基尼系数,本文发现使用数字技术的农户组基尼系数为 0.414,而非使用组的基尼系数为 0.466,表明农业数字技术使用与缩小收入差距之间存在一定的相关关系。

为更清晰地阐释农业数字技术对农户内部收入差距的影响,本文基于现有农户收入函数构建方法(李怡和柯杰升, 2021; 曾永明等, 2024),假设农户 i 的收入 Y_i 由农业收入和非农收入组成:

$$Y_i = \sigma Y_{i,a} + (1 - \sigma) Y_{i,n} \quad (1)$$

其中,农业收入份额为 σ ; 非农收入份额为 $1 - \sigma$; $Y_{i,a}$ 和 $Y_{i,n}$ 分别表示农业收入和非农收入。农村内部可以划分为高收入群体和低收入群体,其收入分别为 $Y_{i,h}$ 和 $Y_{i,l}$, 并假设农业数字技术 D 对二者的农业收入带来不同的提升效果。因此,高收入和低收入群体的收入可以分别表示为:

^① 限于篇幅,省略图表分析,留存备索。

$$Y_{ih} = \sigma_{ih} f_h(D) Y_i + (1 - \sigma_{ih}) Y_i \quad (2)$$

$$Y_{il} = \sigma_{il} f_l(D) Y_i + (1 - \sigma_{il}) Y_i \quad (3)$$

其中, $f_h(D)$ 和 $f_l(D)$ 分别表示农业数字技术 D 对高收入群体和低收入群体农业收入的增益函数, 且 $f_h(D) \neq f_l(D) > 0$ 。此时, 农村内部收入差距 I 可以通过高收入群体与低收入群体收入的比值表示:

$$I = \frac{Y_{ih}}{Y_{il}} = \frac{\sigma_{ih} f_h(D) Y_i + (1 - \sigma_{ih}) Y_i}{\sigma_{il} f_l(D) Y_i + (1 - \sigma_{il}) Y_i} \quad (4)$$

农业数字技术 D 对农村内部收入差距的影响可表示为:

$$\frac{\partial I}{\partial D} = \frac{Y_i \left[\sigma_{ih} \frac{\partial f_h(D)}{\partial D} Y_{il} - \sigma_{il} \frac{\partial f_l(D)}{\partial D} Y_{ih} \right]}{(Y_{il})^2} \quad (5)$$

已有研究表明, 低收入农户面临更为严重的信息不对称, 数字技术的引入能够缩小这一“信息鸿沟”, 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(Jensen, 2010)。此外, 由于高收入农户已广泛采用传统农业技术, 数字化带来的技术延伸以及边际收入增长会逐渐递减。相比之下, 低收入群体在技术应用方面的提升更为明显, 尤其在节水灌溉、土壤施肥等领域, 互联网的引入显著提高了其技术采用率并带来了更高的经济回报(Nguyen 等, 2023)。因此, 可以合理假设农业数字技术为低收入群体带来的边际收益大于高收入群体, 即 $\partial f_l(D)/\partial D > \partial f_h(D)/\partial D$, 代入式(5)中可推出 $\partial I/\partial D < 0$, ^①这意味着数字技术将缩小农户内部收入差距。综上所述, 提出研究假设 1:

假设 1: 农户数字技术使用有利于缩小其内部收入差距。

本研究将进一步分析农业数字技术缩小农户内部收入差距的影响机制。参考黄阳华等(2023)和方师乐等(2024)的研究, 本文关注农户的能力变化与资本回报收敛。

(1)“可行能力集”扩张。从阿玛蒂亚·森(Amartya Sen)的可行能力理论视角来看, 数字技术能通过拓展农户的能力来增加其经济自由度。该理论认为个体福祉不仅由收入水平决定, 更取决于生活方式和机会。因此, 个体的自由度体现在其生活方式选择的空間上。对于低收入农户, 数字技术使用增加了其发展机会, 拓宽了其选择空间, 从而提高其能力。具体表现为以下三个方面:

一是农产品销售。数字技术通过农产品线上销售平台, 帮助低收入农户克服市场准入障碍, 丰富销售渠道, 增强议价能力和交易规模(汪阳洁等, 2022), 提升了农户的收益水平。

二是创业行为。根据可行能力理论, 创业与创新是个体自由的重要体现, 能够扩展个体经济活动范围。数字技术通过数据分析工具帮助农户识别市场趋势和消费者需求, 进而发现潜在商机。同时数字金融可降低创业的成本和风险, 为低收入群体提供进入新市场的机会, 进而激发了其创业动机(赵佳佳等, 2023)。

三是规模经营。可行能力理论强调, 个体的自由度还受到其资源和能力的影响。农业数字技术通过提供精准农业和物流管理等工具, 帮助农户提高生产效率和资源配置能力, 使得小规模农户能够更有效地管理生产流程, 推动其向规模化、集约化经营转型, 从而缩小与大规模经营农户在生产效率和经济收益上的差距(苏芳芳等, 2025)。基于此, 本文提出研究假设 2:

假设 2: 数字技术能显著提高低收入农户的能力, 从而缩小其与高收入农户的收入差距。

^① 限于篇幅, 省略推导过程, 留存备索。

(2)资本回报的收敛。数字技术为资本回报的收敛提供了重要契机,其能够通过提升低收入农户在人力资本、社会资本和物质资本的获取与利用能力,缩小其资本回报率与高收入农户的差距。首先,数字技术通过在线教育和数字技能培训平台,为所有农户提供了平等学习专业技术和技能的机会(高芸和赵芝俊, 2024)。随着低收入农户通过线上学习提高技能知识水平,其劳动生产率得到进一步提升,从而缩小了与中高收入农户之间因教育程度差异所导致的人力资本回报差距(夏显力等, 2019; 徐光顺和冯林, 2022)。其次,数字技术为农户提供了多样化的社交平台,帮助其突破传统的社会关系限制。借助线上社交网络、在线社区和电子商务平台,低收入农户得以获取更多的信息、资源与市场机会(彭艳玲等, 2022)。通过促进信息流通和技术共享,有效打破由社会资本差异所导致的资源和信息不对称。最后,数字技术能通过提升物质资本生产效率,有效缓解低收入农户因缺少资本导致的收入差距。在传统农业生产中,设备落后与资本短缺影响了低收入农户的生产。而数字农业设备和精准技术的推广不仅优化了生产流程,更使得低收入农户通过精细化管理和高效资源利用显著提升其单位资本产出效率(谢康等, 2022),从而缩小与高收入农户的产出差距。基于此,本文提出研究假设 3:

假设 3: 农户数字技术使用能够促进资本回报收敛,从而缩小由资本禀赋差异导致的农户内部差距。

三、研究设计

(一)数据来源

本文实证数据来源于上海财经大学 2023 年“千村调查”项目,此调查项目采用定点调查和学生返乡调查相结合的调查方法,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。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,还调查了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。本研究保留从事农业生产的农户(包含全职农户和兼职农户),在排除缺失值、异常值和逻辑错误的样本,并将农户数据与对应的村庄特征数据匹配后,共得到 13 652 份农户家庭截面数据用于实证分析。2022 年,样本地区农村居民人均可支配收入约为 20 196.54 元,而 2022 年份全国农村居民人均可支配收入约为 20 133 元,^①二者数值比较接近,样本数据具有一定代表性。

(二)模型构建

1. 基准模型:内生处理效应回归模型(Endogenous Treatment Effects Regression, 简称 ETR)。农户是否将数字技术应用于农业领域并非随机行为,而是受到可观察的个人和家庭特征及未观察到的个人特征的影响。这种自我选择过程导致数字技术在农业中的应用呈现出内生性特征,从而可能引发内生性偏误与选择性偏差,影响估计的准确性。为解决横截面数据中的内生性和选择偏差问题,本研究采用内生处理效应回归模型(ETR)进行估计。

ETR 模型包括两个阶段,并同时评估两个回归方程。先衡量受访者将数字技术用于农业用途的偏好,再测量农户数字技术使用对内部收入差距的影响。

在第一阶段,本文在一个随机效用框架内模拟受访者农户数字技术使用的决策。用 IU_i^* 表示家庭 i 在农业中使用数字技术(I_{iw})和不使用(I_{in})之间的效用差异。只有当 $IU_i^* = I_{iw} - I_{in} > 0$ 时,农户才将数字技术用于农业用途。虽然这两个效用值无法在现实中得到,但可以在隐变量模型中表示为可观测变量的函数,具体如下式所示:

^① 数据来源:国家统计局, <https://www.stats.gov.cn/>。

$$IU_i^* = \gamma_i X_i + \delta_i IV_i + \varepsilon_i, IU_i = \begin{cases} 1, & \text{if } IU_i^* > 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (6)$$

其中, IU_i^* 是一个潜在变量, 表示效用差异; IU_i 是 0 和 1 的离散变量, $IU_i = 1$ 表示农户实现了数字技术应用, 否则赋值为 0; γ_i 和 δ_i 是待估计的参数; ε_i 是误差项; IV 为工具变量。

在第二阶段, 检验数字技术使用对农户内部收入差距的影响, 具体方程为:

$$rd_i = \alpha_i IU_i + \beta_i X_i + \mu_i \quad (7)$$

其中, rd_i 表示农户收入差距状态; α_i 和 β_i 为待估计参数; μ_i 为误差项。式(6)和式(7)可以通过极大似然法(MLE)联合估计。两个误差项之间相关系数的显著性检验可以证明数字技术应用中的内生性问题。式(6)中使用的工具变量(IV)应在理论和统计意义上与数字技术使用相关, 但与结果变量(内部收入差距)无关。为了应对数字技术使用的内生性问题, 本文参考 Ma 等(2023)的设定, 使用同一乡镇内相邻村庄的农户数字技术使用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使用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使用行为; 另一方面, 邻村的技术使用行为并不会直接影响本村农户的收入差距, 具有相对外生性。在实证部分, 本文将进一步通过不可识别检验和弱工具变量检验验证工具变量的有效性。

2. 效应异质性: 本文使用工具变量分位数模型(Instrumental Variable Quantile Regression, 简称 IVQR)。本文通过分位数回归确定不同收入层级农户的边际收益差异, 具体方程如下:

$$Q_\tau(Y | IU_i) = \alpha_\tau + \beta_\tau IU_i + \gamma_\tau X_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

其中, $Q_\tau(Y | IU_i)$ 表示在条件分布($Y | IU_i$)、 τ 分位数下的结果变量; Y 表示农户收入; i 表示样本; β_τ 、 γ_τ 表示在 τ 分位数的回归系数; IU_i 代表核心解释变量农户数字技术使用情况; X_i 代表控制变量; α_τ 为常数项; ε_i 为随机扰动项。模型需要满足 τ 分位点下的加权误差绝对值平方和最小, 当 $\tau = 0.10$ 时, 即代表收入最低的农户家庭。同时考虑到模型可能存在的内生性问题, 参考前文中的工具变量设定, 引入 IVQR 模型进行改进, 具体如下式所示:

$$Y = D'\alpha(U) + X'\beta(U), \quad U | X, Z \sim \text{Uniform}(0, 1) \quad (9)$$

$$D = \delta(X, Z, V) \quad (10)$$

$$\tau \rightarrow D'\alpha(\tau) + X'\beta(\tau) \quad (11)$$

在式(9)至式(11)中, $D'\alpha(\tau) + X'\beta(\tau)$ 是 τ 的严格递增函数; Y 为结果变量; X 为控制变量; D 是由式(10)确定的内生变量; U 为随机变量, 是影响方程结果的所有未观察到的因素; V 是一个未被观测到的扰动向量, 它与 U 相关并决定 D ; Z 是工具变量, 既不属于式(8)中的控制变量, 又独立于扰动项 U , 但通过式(10)影响变量 D (Chernozhukov 和 Hansen, 2006)。

(三)变量设定

1. 因变量: 农户内部收入差距。现有研究中, 部分学者通过基尼系数、泰尔指数衡量群体和区域间的收入差距, 对于内部的收入差距衡量, 大多从相对剥夺视角, 以 Yitzhaki 指数、Kakwani 指数和 Podder 指数测度(张雅淋和姚玲珍, 2020; 刘魏, 2023)。本文选取 Kakwani 指数来衡量农户内部的收入差距, 因为相较于其他两种指数, Kakwani 指数能够有效克服正规性和量纲性的问题(Kakwani, 1984)。在计算过程中, 本文以样本所在县区范围内的其他家庭作为参照, 将受访家庭与所有其他样本家庭的人均收入进行对比, 从而计算出每个受访家庭相对于其他家庭的收入差距。具体而言, 假设样本总量为 n 的一个群体 X , 按照收入升序排列, 得到对应的收入向量为 $X = (x_1, x_2, \dots, x_n)$, 其中 $x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n$; 个体的相对收入剥夺源自与群体内较高收入人群的比较, 设个体遭受的收入剥夺为 $RD(x, x_k)$, 则 Kakwani 指数的计算公式为:

$$RD(x, x_k) = \frac{1}{n\mu_X} \sum_{i=k+1}^n (x_i - x_k) = \gamma_{x_k}^+ \left[\frac{(\mu_{x_k}^+ - x_k)}{\mu_X} \right] \quad (12)$$

其中, $\mu_{x_k}^+$ 是群体 X 中收入超过 x_k 的样本收入均值; $\gamma_{x_k}^+$ 是 X 中收入超过 x_k 的样本数占总样本的百分比; μ_X 是总样本 X 的收入均值。

2. 核心自变量: 农户数字技术使用。本研究通过构建 0 和 1 的虚拟变量定义农户是否采用数字技术, 值为 1 表示农户已实现数字技术的使用, 值为 0 则表示未使用。本研究在娱乐休闲方面剔除数字技术, 聚焦于其在农业中的实际应用。具体包括: (1) 生产端的生产技术指导、智能化生产决策、智能农机使用; (2) 销售端的获取农产品销售信息和网络销售农产品; (3) 数字金融端的农业经营贷款和保险购买。如果受访者使用了以上任意一种技术, 则赋值为 1, 否则为 0。

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; 三是区域层面特征, 包括所在村庄的经济发展水平、人口规模、乡村土地面积、光纤接入比率以及所属区域, 以缓解宏观因素对估计结果的干扰。主要变量说明如表 1 所示。

表 1 主要变量的描述性统计

变量类别	变量名称	定义	均值	标准差	最小值	最大值
因变量	内部收入差距	用Kakwani指数衡量	0.461	0.273	0	0.987
	家庭人均收入	家庭年总收入(元)/家庭人口规模, 取对数	9.458	0.950	7.090	11.225
核心自变量	技术使用	农户使用数字技术=1, 不使用=0	0.399	0.490	0	1
	使用程度	农户数字技术使用程度, 熵权法计算	0.106	0.162	0	1
个人特征 控制变量	性别	男性=1, 女性=0	0.591	0.492	0	1
	年龄	年龄(岁)	50.317	14.435	18	79
	教育程度	介于1至6, 学历越高, 分值越大 ^①	3.263	1.306	1	6
	婚姻情况	已婚=1, 未婚(含离异或丧偶)=0	0.858	0.349	0	1
	健康情况	介于1至5, 分值越高, 健康自评越好	3.860	0.969	1	5
	政治面貌	中共党员=1, 否则=0	0.247	0.431	0	1
	村干部身份	担任村干部=1, 否则=0	0.207	0.405	0	1
家庭特征 控制变量	家庭规模	户口本上的家庭总人数	4.234	1.722	1	20
	抚养比	非劳动年龄人口数/劳动年龄人口数	0.305	0.369	0	4
	耕地面积	家庭承包地总面积(亩)	5.090	9.884	0	100
区域特征 控制变量	村庄经济水平	介于1至5, 村委会自评	3.054	0.552	1	5
	村庄人口规模	本村户籍人口(户)	748.716	210.849	250	1216
	村庄土地面积	本村土地总面积(亩)	3565.989	3391.490	1260	14400
	光纤接入比率	接入农户占本村总人口的比例	0.288	0.214	0	1
	所属区域	介于1~7, 按“千村调查”区域设定赋值 ^②	3.462	1.937	1	7

注: ①小学以下=1, 小学=2, 初中=3, 高中=4, 大专=5, 本科及以上=6; ②以“千村调查”问卷为基础, 具体分为东北地区、华东地区、华中地区、华北地区、华南地区、西北地区 and 西南地区。

四、实证分析

(一) 基准回归结果

1. 农户数字技术使用的决定因素。表 2 列(1)为 ETR 联合估计的选择阶段, 报告了户主、家庭特征与农户数字技术使用决策间的关联情况。根据回归结果, 年龄项系数显著为负, 表明年

轻一代对新技术具有较高的接受度，更善于利用智能设备和线上平台开展农业经营。性别和婚姻状态的系数显著为正，表明男性户主和已婚个体更可能采纳数字技术。此外，党员和村干部变量的显著为正，表明具备政治身份的农户凭借更强的社会网络资源和信息获取渠道，能够在数字技术使用上占据优势。

表 2 基准回归结果

变量	ETR模型		OLS
	选择方程	结果方程	
	(1)	(2)	
技术使用		-0.150*** (0.039)	-0.036*** (0.004)
<i>IV</i>	1.313*** (0.105)		
控制变量	控制	控制	控制
<i>lnlambda</i>	0.070*** (0.024)		
<i>C-D Wald F statistic</i>	127.31		
<i>LM statistic</i>	12.293 (<i>p</i> = 0.001)		
<i>Wald test</i>	12.412		
<i>N</i>	13 652		13 652

注：限于篇幅，省略部分变量回归结果，留存备索；逆米尔斯比率的自然对数(*lnlambda*)值为满足1%显著性水平的0.07，说明自选择偏差显著存在，ETR模型的使用是有必要的；*F*统计量为127.31，*LM*统计量为12.293，均超过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。***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，括号内为稳健标准误，下表同。

2. 农户数字技术使用对内部收入差距的影响。表2列(2)为ETR模型的结果方程，反映了考虑自选择偏差后数字技术使用对农户内部收入差距的净效应。结果显示，数字技术使用的系数在1%水平下显著，表明农业数字技术的应用有助于缩小农户内部收入差距。本文将数字技术使用细分为信息获取(智能化生产决策、农产品销售信息)、生产效率(智能农机使用、信息化设备参与)、市场接入(对应网络销售农产品)、农业数字金融(涉农信贷与保险服务)四个方面，根据农户是否使用赋值(使用=1，未使用=0)。表3汇报了细分变量的回归结果，系数均显著为负，意味着数字技术与农业结合的四个领域均能对缓解收入差距产生积极作用。可以发现，信息获取和数字金融两个维度的贡献相对突出，表明在数字经济时代，提高信息透明度和金融包容性是缩小农户内部收入差距的有效途径。

表 3 农户数字技术使用的细分影响

变量	被解释变量：Kakwani指数			
	(1)	(2)	(3)	(4)
信息获取	-0.291*** (0.030)			
生产效率		-0.124** (0.055)		
市场接入			-0.089** (0.036)	
数字金融				-0.189*** (0.041)

续表 3 农户数字技术使用的细分影响

变量	被解释变量: Kakwani 指数			
	(1)	(2)	(3)	(4)
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	13 652	13 652	13 652	13 652

注: 限于篇幅, 细分领域仅汇报 ETR 的二阶段结果, 留存备案。

(二) 稳健性检验^①

1. 替换变量

本文对以下变量进行替换: (1) 替换被解释变量。本文将衡量微观农户收入差距的 Kakwani 指数替换为相关文献使用的 Podder 指数和 Yitzhaki 指数,^② 重新进行实证检验。(2) 替换解释变量。将基准回归中使用的二元变量“农户是否使用数字技术”替换为“数字技术使用程度”变量。该变量是一个介于 0 至 1 的指数, 基于数字技术使用细分领域的核心指标赋权计算而成, 每个指标反映农户数字技术应用的不同方面, 本文采用熵权法客观评估并分配各指标的权重, 最终形成综合指数。^③ 根据回归结果, 在替换被解释变量和解释变量后, 农户数字技术使用对内部收入差距的负向影响依然显著, 与基准回归保持一致。

2. 替换计量模型

本文采用倾向得分匹配 (PSM) 和两阶段最小二乘法 (2SLS) 作为替换计量模型的稳健性检验。在 PSM 方法中, 将农户数字技术使用作为处理变量, 将个人、家庭特征作为协变量, 分别采用一对一近邻匹配、核匹配方法和半径卡尺匹配方法对样本进行匹配, 并对匹配后的样本进行回归。根据回归结果, 农户数字技术使用仍然对内部收入差距产生了显著负向作用, 说明本文的结果是稳健的。此外, 保持前文工具变量设定, 将模型替换为两阶段最小二乘法, 结果也依然与基准结果一致。

3. 剔除特殊样本

由于基准回归可能未充分考虑到某些极端值或特殊农户样本对结果的影响, 本文从三个方面调整样本容量以验证结论的稳健性。一是剔除家庭人均耕地面积低于 1 亩的农户, 因为这类农户的农业数字技术参与较少, 对增收与内部差距的改善也相对有限; 二是剔除兼业农户中非农收入大于 95% 的农户, 这类农户的工作重心已经实质上转移到非农活动, 农业数字技术对其收入的影响有限; 三是排除曾经的建档立卡贫困户, 脱贫政策仍在持续影响这部分群体, 剔除此类农户能排除部分政策干扰。根据回归结果, 本文的结论是稳健的。

五、机制分析

本文从益贫性效用、“可行能力集”扩张与资本回报收敛三方面实证检验农户数字技术使用对内部收入差距的作用机制。具体而言, 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, 分析处理变量与中介变量间的因果论证, 通过在收入方程中加入交乘项, 考察数字技术使用对资本回报率的调节作用。

(一) 数字技术使用的益贫性效用

本文将被解释变量替换为农户家庭人均收入的对数, 通过 IVQR 模型分析数字技术使用对

① 受篇幅限制, 省略稳健性检验结果, 留存备案。

② 限于篇幅, 省略 Podder 指数和 Yitzhaki 指数的计算过程, 留存备案。

③ 限于篇幅, 省略数字技术使用程度的具体计算过程, 留存备案。

不同经济地位农户收入的影响。表 4 中的列(1)至列(5)展示了不同收入阶层农户的回归结果，其中 Q10 代表收入最低的 10% 农户，Q90 代表收入最高的 10% 农户，Q30、Q50 和 Q70 分别为 30%、50%、70% 收入分位的农户群体。从结果来看，数字技术使用在各分位点均有正向影响，且在收入最低的 10% 农户群体中，数字技术使用的回归系数最大且在 1% 的水平下显著，表明数字技术在低收入农户群体中的增收效应显著高于高收入群体，从而有助于改善收入分配，缩小收入差距。

表 4 数字技术使用与农户收入:IVQR 结果

变量	被解释变量: 农户家庭人均收入的对数				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Q10	Q30	Q50	Q70	Q90
技术使用	1.280*** (0.423)	0.876*** (0.123)	0.716*** (0.276)	0.647 (0.433)	0.816*** (0.242)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
N	13 652	13 652	13 652	13 652	13 652

(二)低收入农户能力的提高

本文以样本农户家庭所在县区的人均收入中位数为界，将研究对象划分为低收入组与高收入组，并从农产品销售、创业行为和规模经营三个维度，实证检验数字技术通过对不同收入层级农户的差异化作用，帮助其突破约束，实现经济地位的提升。

1. 农产品销售。参考 Woldeyohanes 等(2017)的界定，本文使用“您家生产的农产品主要用途”来判断农户的农产品销售行为。如果农户选择将农产品自销或销售给经销商，则赋值为 1；如果农产品不参与销售，则赋值为 0。表 5 列(1)、列(2)分别汇报了数字技术使用对不同收入组农产品销售的影响。结果表明，数字技术使用显著促进了低收入组农户的农产品销售，但对高收入组无显著影响，这验证了数字技术的“包容性赋能”特征，即低收入农户能借助数字技术突破信息与渠道壁垒，从自给生产转向市场导向，而高收入农户由于已有成熟的销售网络，数字技术的边际效果有限。

表 5 农户数字技术使用与“可行能力集”扩张

变量	农产品销售		创业行为		规模经营	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	低收入组	高收入组	低收入组	高收入组	低收入组	高收入组
技术使用	1.124*** (0.431)	0.094 (0.460)	0.937** (0.433)	0.248 (0.334)	1.835*** (0.223)	0.804* (0.428)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	6832	6820	6832	6820	6832	6820

注：由于三个被解释变量均为二值变量，故采用ivprobit模型进行回归分析，工具变量延续基准回归中的设定。

2. 农户创业行为。参考现有研究中关于农户创业的测度方法(涂勤和曹增栋, 2022; 赵佳佳等, 2023)，本文通过“您目前从事的工作类型”判定创业行为，若农户从事经商或私营企业则视为创业并赋值为 1，其余为未创业，赋值为 0。表 5 列(3)、列(4)的结果显示，数字技术显著促进了低收入农户的创业活动，而对高收入组的影响不显著。可能的解释是，数字技术通过降低创业信息成本与风险，激活了低收入农户的潜在创业意愿，而高收入农户的创业决策更多受制于市场饱和度等结构性因素，数字技术对其创业的促进作用较为有限。

3. 规模经营。本文参考许庆等(2021)提出的标准,将耕地面积大于或等于 30 亩定义为规模经营。表 5 中列(5)和列(6)的结果表明,数字技术显著提高了低收入农户实现规模经营的概率,但对高收入农户的促进效应较弱。主要原因在于:低收入农户通常面临较多的生产制约和市场准入障碍,数字技术的应用能够显著提高其生产效率、优化土地配置,从而更有效地推动规模经营的实现。对高收入农户来说,数字技术在其规模扩张上的边际效应逐渐递减。

(三)资本回报收敛

家庭资本存量与利用差异通常被视为造成收入差距的重要因素。本文通过分析农户数字技术使用程度对农户人力资本、社会资本和物质资本收入回报率的影响,验证其对收入差距的调节机制。其中,人力资本用教育年限衡量,社会资本通过人情往来支出衡量,物质资本则以家用汽车、宅基地面积和承包地面积衡量。^①参考黄阳华等(2023)的研究,以资本存量为依据,将高于总体中位数的定义为高物质资本和高社会资本;将接受过高中教育界定为高人力资本,生成对应 0 和 1 的虚拟变量;将农户家庭人均对数收入作为被解释变量,观察农户数字技术使用与上述各类资本的交互项系数。

首先,表 6 列(1)、列(2)的结果显示,数字技术使用程度与人力资本虚拟变量的交互项系数在 1% 水平下显著,表明数字技术对低人力资本农户的收入提升作用显著高于高人力资本农户,缩小了高、低人力资本之间的收入差距。原因在于,数字技术带来的线上教育有助于突破传统教育培训体系的束缚,使得过去仅有高学历农户才能掌握的生产和销售信息得以普及,减少由传统人力资本劣势导致的收入差距。

表 6 农户数字技术使用与资本回报收敛

变量	被解释变量:家庭人均对数收入					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	人力资本		社会资本		物质资本	
技术使用程度	2.237*** (0.533)	3.318*** (0.823)	2.254*** (0.529)	4.069*** (1.051)	2.223*** (0.533)	3.673*** (0.996)
人力资本(高人力资本=1)	0.177*** (0.028)	0.554*** (0.082)				
技术使用程度×人力资本		-3.022*** (0.797)				
社会资本(高社会资本=1)			0.088*** (0.024)	0.225*** (0.043)		
技术使用程度×社会资本				-0.265*** (0.084)		
物质资本(高物质资本=1)					0.052*** (0.019)	0.379*** (0.094)
技术使用程度×物质资本						-3.029*** (0.920)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	13 652	13 652	13 652	13 652	13 652	13 652

注:机制检验仍然使用工具变量处理内生性问题,IV选择延续前文设定,篇幅所限仅汇报第二阶段结果。

① 限于篇幅,省略物质资本变量的计算过程,留存备案。

其次，通过根据表6列(3)、列(4)的回归结果，技术使用与社会资本虚拟变量的交互项系数在1%水平下显著，表明数字技术对低社会资本农户的收入提升作用显著高于高社会资本农户，从而缩小高、低社会资本农户间的收入差距。在数字时代，传统农村的社会网络正在逐渐弱化，低社会资本的农户可以借助数字平台拓展其社会网络，从而有效减小传统社会关系带来的劣势，缩小由此产生的经济收益差距。

最后，从表6列(5)、列(6)的结果来看，技术使用程度与物质资本的交互项系数在1%水平下显著，表明农户数字技术的使用同样缩小了高低物质资本农户之间的收入差距。数字技术通过精细化管理和高效资源利用来降低作物种植门槛，并优化了生产流程，在资本存量有限的情况下为农户提供更多生产选择。

六、进一步讨论^①

(一)不同户主特征的数字赋能差异

1. 性别收入差距。根据回归结果，数字技术对男性户主的收入差距缓解效果显著强于女性，且组间系数差异通过似无相关检验，表明数字技术的赋能效果存在性别偏差，可能加剧农村性别收入差距。相较于男性户主，农村女性在数字接入方面处于明显劣势，互联网使用率明显更低(王卫东等, 2021)。农业设备通常根据男性的使用场景设计，许多设备的尺寸、重量和操作方式并不适合女性使用(Huyer, 2016)。此外，受传统性别角色和家庭分工观念的影响，女性在农业培训和技术推广中的参与比例也普遍低于男性(Rola-Rubzen 等, 2020)。这种性别不平衡的参与机制限制了女性对农业数字技术的掌握与应用。

2. 年龄收入差距。本研究将农户根据年龄分为三个组别，即16岁至35岁的青年组、35岁至50岁的中年组以及50岁至65岁的老年组。根据回归结果，不同年龄组农户在数字技术应用中的效益存在显著差异。具体而言，低年龄组的回归系数不显著；中年龄组的回归系数在1%的水平下显著；高年龄组的回归系数在5%的水平下显著，此结果表明中年农户是数字技术的主要受益者，这可能与他们较强的生产经验和适应能力相关。青年农户的效益较低，可能受到资金、资源等限制，未能充分发挥数字技术的潜力。而老年农户虽然在数字技术应用中获得一定益处，但由于面临较大的数字素养障碍，获益有限。

3. 全职农户与兼业农户的增收差异。农业数字技术的引入为缩小这两类农户间的收入差距提供了机会。根据回归结果，农业数字技术对全职农户的收入差距改善效应显著高于兼业农户，这表明数字技术在更集中、专业化的农业经营模式中具有更大的发展潜力。

(二)数字红利分配的地区差异

数字技术使用对农户内部收入差距的作用效果在不同地区间并不均衡。本文根据农业农村部的划分，将黑龙江、河南、山东等十三个省份设定为粮食主产区，^②其余省份为非粮食主产区，进行分组回归分析。根据回归结果，粮食主产区的回归系数均在1%的水平下显著，表明农户数字技术使用在粮食主产区显著提升了农户收入并缓解了内部收入差距；在非粮食主产区，这两个回归系数均不显著，表明农业数字技术尚未在这些地区发挥明显作用。

造成这一结果的原因是多方面的。首先，粮食主产区依托国家粮食安全战略布局，形成了农业数字基建的“区位红利”。由于粮食主产区的农业数字化程度显著高于非主产区(苏锦旗

^① 限于篇幅，省略图表分析，留存备索。

^② 资料来源：农业农村部，http://www.moa.gov.cn/xw/zwtd/200809/t20080928_1142920.htm。

等, 2023), 为精准农业技术和农产品电商平台的推广提供了坚实基础。而非粮食主产区由于农业基础设施滞后, 难以突破技术应用的“临界点”, 从而制约了数字技术的效益。其次, 粮食主产区获得的政策支持更为强劲且具有针对性。这些地区不仅享受普惠性的农业补贴, 还能获得针对粮食生产的支持。而非粮食主产区的补贴政策较为宽泛, 缺乏针对性和倾斜性, 难以有效推动数字技术的快速应用。最后, 粮食主产区以大规模粮食生产为主, 数字技术需求集中且农户对现代农业技术的接受度较高。相比之下, 非粮食主产区的农业生产规模较小, 大多以特色农业和小规模农户为主, 数字技术的适用性较低, 农民对其推广的接受度也较为有限, 导致“数字红利”难以充分释放。

七、结论与政策建议

持续扩大的农户收入差距会阻碍共同富裕进程, 数字技术使用为缩小农户内部的收入分化提供了机遇。本文基于 2023 年“千村调查”数据, 从微观农户视角讨论数字技术使用与内部收入差距的关系及其作用机制。研究发现: 数字技术使用能够显著缓解农户内部收入差距, 并且此结论经过一系列稳健性检验后依然成立。机制分析表明, 农户数字技术使用能产生益贫性效用。一方面, 通过提高低收入农户的能力, 显著增加农产品销售和扩大经营规模等; 另一方面, 促进传统人力资本、社会资本和物质资本的回报收敛, 降低农户由资本禀赋差异导致的收入分配不平衡。基于上述研究结论, 本文提出以下政策建议:

第一, 重点关注低收入农业生产群体。研究证实, 数字技术具有缓解农户内部收入差距的“数字红利”效应, 建议通过分层培训进一步强化弱势农户的数字技能, 依托设备补贴和流量减免降低技术使用成本, 同时引导新型经营主体与小微农户建立数字化联营机制, 促进技术外溢与收益共享。第二, 构建差异化的数字技术推广体系。针对农业数字技术使用存在的性别差异, 建议在数字乡村建设中设置性别平衡导向的技术培训模块, 提供电商运营、直播营销等适配性更强的数字技能培训。第三, 改善代际间的数字赋能方法。鉴于中年农户技术增效显著而青年农户的应用意愿较强, 建议在新型职业农民培育中建立“技术传导”机制, 鼓励青年农户通过合作社等平台将数字技能向中年群体转移, 同时将中年农户的生产经验纳入数字农业知识库建设。

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): 5-26.
- [2]程名望, 史清华, Jin Y H, 等. 农户收入差距及其根源: 模型与实证[J]. 管理世界, 2015, (7): 17-28.
- [3]程名望, 张家平. 互联网普及与城乡收入差距: 理论与实证[J]. 中国农村经济, 2019, (2): 19-41.
- [4]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): 89-108.
- [5]高芸, 赵芝俊. 数字技术支持农技推广服务的创新机理和实践价值——基于两个数字化农技服务案例的分析[J]. 中国农村经济, 2024, (4): 79-98.
- [6]黄季焜. 四十年中国农业发展改革和未来政策选择[J]. 农业技术经济, 2018, (3): 4-15.
- [7]黄季焜. 加快农村经济转型, 促进农民增收和实现共同富裕[J]. 农业经济问题, 2022, (7): 4-15.
- [8]黄阳华, 张佳佳, 蔡宇涵, 等. 居民数字化水平的增收与分配效应——来自中国家庭数字经济调查数据库的证据[J]. 中国工业经济, 2023, (10): 23-41.
- [9]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.

- [10]李实. 中国农村劳动力流动与收入增长和分配[J]. 中国社会科学, 1999, (2): 16-33.
- [11]李实. 共同富裕的目标和实现路径选择[J]. 经济研究, 2021, (11): 4-13.
- [12]李怡, 柯杰升. 三级数字鸿沟: 农村数字经济的收入增长和收入分配效应[J]. 农业技术经济, 2021, (8): 119-132.
- [13]刘魏. 气候变化、收入流动与农户内部收入不平等[J]. 农业技术经济, 2023, (7): 124-144.
- [14]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.
- [15]邱泽奇, 乔天宇. 电商技术变革与农户共同发展[J]. 中国社会科学, 2021, (10): 145-166.
- [16]沈栩航, 李浩南, 李后建. 创业会加剧农村内部收入不平等吗[J]. 农业技术经济, 2020, (10): 33-47.
- [17]史常亮, 栾江, 朱俊峰, 等. 土地流转对农户收入增长及收入差距的影响——基于 8 省农户调查数据的实证分析[J]. 经济评论, 2017, (5): 152-166.
- [18]斯丽娟, 汤晓晓. 数字普惠金融对农户收入不平等的影响研究——基于 CFPS 数据的实证分析[J]. 经济评论, 2022, (5): 100-116.
- [19]苏芳芳, 盖庆恩, 赵文铖. 数字乡村发展能否促进农业经营转型?[J]. 财经研究, 2025, (3): 80-94.
- [20]涂勤, 曹增栋. 电子商务进农村能促进农户创业吗?——基于电子商务进农村综合示范政策的准自然实验[J]. 中国农村观察, 2022, (6): 163-180.
- [21]王卫东, 王术坤, 刘晓红, 等. 互联网使用与农村居民的性别角色观念[J]. 劳动经济研究, 2021, (3): 47-70.
- [22]汪阳洁, 黄浩通, 强宏杰, 等. 交易成本、销售渠道选择与农产品电子商务发展[J]. 经济研究, 2022, (8): 116-136.
- [23]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.
- [24]谢康, 易法敏, 古飞婷. 大数据驱动的农业数字化转型与创新[J]. 农业经济问题, 2022, (5): 37-48.
- [25]徐光顺, 冯林. 数字普惠金融对城乡收入差距影响的再检验——基于农户人力资本投资调节效应的视角[J]. 农业经济问题, 2022, (5): 60-82.
- [26]许庆, 田士超, 徐志刚, 等. 农地制度、土地细碎化与农民收入不平等[J]. 经济研究, 2008, (2): 83-92, 105.
- [27]许庆, 杨青, 章元. 农业补贴改革对粮食适度规模经营的影响[J]. 经济研究, 2021, (8): 192-208.
- [28]曾永明, 潘丹, 汪瑶瑶, 等. 数字乡村建设促进了共同富裕吗——对农户收入增长与差距双重目标的考察[J]. 中国经济问题, 2024, (6): 141-157.
- [29]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): 71-86.
- [30]张雅淋, 姚玲珍. 家庭负债与消费相对剥夺——基于住房负债与非住房负债的视角[J]. 财经研究, 2020, (8): 64-79.
- [31]赵佳佳, 魏娟, 刘天军. 数字乡村发展对农民创业的影响及机制研究[J]. 中国农村经济, 2023, (5): 61-80.
- [32]周亚虹, 邱子迅, 姜帅帅, 等. 数字经济发展与农村共同富裕: 电子商务与数字金融协同视角[J]. 经济研究, 2024, (7): 54-71.
- [33]Chernozhukov V, Hansen C. Instrumental quantile regression inference for structural and treatment effect models[J]. *Journal of Econometrics*, 2006, 132(2): 491-525.
- [34]Hailu B K, Abrha B K, Weldegiorgis K A. Adoption and impact of agricultural technologies on farm income: Evidence from southern Tigray, Northern Ethiopia[J]. *International Journal of Food and Agricultural Economics*, 2014, 2(4): 91-106.
- [35]Huyer S. Closing the gender gap in agriculture[J]. *Gender, Technology and Development*, 2016, 20(2): 105-116.
- [36]Jensen R T. Information, efficiency, and welfare in agricultural markets[J]. *Agricultural Economics*, 2010, 41(S1): 203-216.
- [37]Kakwani N. The relative deprivation curve and its applications[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1984, 2(4): 384-394.

- [38]Ma W L, Qiu H G, Rahut D B. Rural development in the digital age: Does information and communication technology adoption contribute to credit access and income growth in rural China?[J]. *Review of Development Economics*, 2023, 27(3): 1421–1444.
- [39]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.
- [40]Rola-Rubzen M F, Paris T, Hawkins J, et al. Improving gender participation in agricultural technology adoption in Asia: From rhetoric to practical action[J]. *Applied Economic Perspectives and Policy*, 2020, 42(1): 113–125.
- [41]Woldeyohanes T, Heckelee T, Surry Y. Effect of off-farm income on smallholder commercialization: Panel evidence from rural households in Ethiopia[J]. *Agricultural Economics*, 2017, 48(2): 207–218.
- [42]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.

Empowerment at Fingertips, Prosperity across Fields: How does Digital Technology Narrow Internal Income Gaps among Farmers?

Zhang Jinhua¹, Yang Kefan¹, Zhao Wencheng²

(1. School of Public Administration and Policy, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China; 2. School of Advanced Agricultural Sciences, Peking University, Beijing 100871, China)

Summary: As digital technology reshapes agricultural production and rural governance across the Global South, understanding its distributional consequences has become an increasingly important policy and academic concern. Although digitalization has increasingly been promoted as a driver of rural revitalization, its distributional consequences at the micro level remain insufficiently explored.

Using nationally representative microdata from the 2023 “Thousand-villages Survey”, which covers 998 villages across 31 provinces, this paper investigates whether digital technology narrows the income gaps among rural households. To mitigate potential endogeneity and selection bias, it implements a multi-method identification strategy combining endogenous treatment effect models, PSM, and IVQR. The results show that digital technology significantly increases household income, with the strongest effect concentrated in the lower tail of income distribution. The marginal effect declines as income quantiles increase, indicating a robust pro-poor effect. This paper also explores two mechanisms through which digital technology mitigates inequality. First, it expands the feasible capabilities of low-income farmers by improving access to market information, sale channels, entrepreneurship opportunities, and digital finance. Second, it facilitates the convergence of capital returns, reducing income gaps caused by disparities in human, social, and physical capital. This paper contributes to the literature by providing robust micro-level evidence on the inequality-mitigating effect of rural digitalization. The conclusions have practical policy implications: Targeted digital training programs, investment in digital infrastructure, and inclusive technology promotion strategies can help ensure that the benefits from digital transformation are more equitably shared across rural society.

Key words: digital economy; common prosperity; relative poverty; income gaps

(责任编辑 顾 坚)