数字化赋能如何缩小农民收入差距？

——基于湖北省水稻主产区的经验分析

李红莉[1a,1b]，张　露[2]，张俊飚[3]

（1. 湖北工业大学 a. 经济与管理学院；b. 湖北农业装备制造产业发展研究中心，湖北 武汉 430068；
2. 华中农业大学 经济管理学院，湖北 武汉 430070；3. 浙江省乡村振兴研究院，浙江 杭州 311300）

摘　要：基于水稻主产区 2021—2024 年追踪微观调研的 5385 份样本数据，探讨数字化赋能对农民收入的影响，研究发现：（1）数字化赋能的两个维度，即生产性数字化赋能和交易性数字化赋能，均能显著缩小农民收入差距；（2）生产性数字化赋能和交易性数字化赋能对低收入水平的农民收入差距的缩减效应大于高收入水平的农民群体，即数字化赋能可通过“提低扩中”的双重效应缩小农民收入差距；（3）提升农民受教育程度、扩大家庭种植规模、城市郊区村庄可以显著促进数字化赋能缩小农民收入差距。以村庄到国家“八横八纵”光纤干线的最近距离为工具变量进行的内生性检验，以及有效性检验与稳健性检验均表明上述结论的可靠性。据此可知，我国推行的“数字乡村建设”可为共同富裕提供重要支撑。

关键词：生产性数字赋能；交易性数字化赋能；农民收入差距；提低扩中

中图分类号：F323.8　　**文献标识码：**A　　**文章编号：**1672－0202（2026）02－0098－16

一、引言

在中国式现代化的进程中，探索促进农村居民共同富裕和构建“橄榄型”社会的高效途径显得尤为重要[1-2]。改革开放以来，中国城镇和农村居民收入增长显著，数据显示，城镇居民人均可支配收入从 1978 年的 343 元快速增长至 2022 年的 49283 元；农村居民人均可支配收入从 1978 年的 134 元快速增长至 2022 年的 20133 元①。然而，中国居民收入分配的不均衡问题持续存在，特别是在农村居民之间的收入差距甚至超过了城乡之间的差距[3-4]。根据国家统计局五等份收入分组计算，2022 年农村居民高收入组和低收入组的收入比值为 9.17∶1，但城镇地区两者比值仅为6.32∶1②。这不仅对微观农民家庭经济层面产生影响，长期而言也严重制约了中国经济的高质量增长[5]。因此，在实现共同富裕目标导向下，如何缩小农村内部收入差距是亟待解决的现实问题。

收稿日期：2025－10－02　　**DOI：**10.7671/j.issn.1672－0202.2026.02.008

基金项目：国家自然科学基金面上项目（42071157）；国家自然科学基金重点项目（71933004）；国家自然科学基金应急管理项目（72141009）；国家社会科学基金重点项目（20AZD091）

作者简介：李红莉（1995—），女，湖北武汉人，湖北工业大学经济与管理学院讲师，主要研究方向为农业资源与环境经济、农业经济理论与政策。E-mail：hzaulhl@163.com

通讯作者：张　露（1987—），女，湖北武汉人，华中农业大学经济管理学院教授，主要研究方向为农业资源与环境经济。E-mail：luzhang@mail.hzau.edu.cn

①数据来源：根据国家统计局数据整理而得，https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm？cn＝C01。

②数据来源：根据国家统计局数据整理计算而得，在农村地区，高收入组和低收入组家庭农村居民人均可支配收入分别为 46075 元和 5025 元；在城镇地区，高收入组和低收入组家庭城镇居民人均可支配收入分别为 107224 元和 16971 元，https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm？cn＝C01。

已有围绕缩小农村内部收入差距的研究主要聚焦于三方面：一是在农业生产端，考虑行为主体要素禀赋特征，包括人力资本特征[6]、兼业化程度[7]、物质资本[8]、社会资本[9]等对收入差距影响；二是在农产品的销售端，主张通过产品的市场空间与可盈利性、产业组织架构与利益分配方式等[10]，拓展市场空间、提升产品价值、创新销售渠道（如电商平台），优化产业链中的利益分配，确保农民在价值链中获得合理收益，缩小农民收入差距；三是在农业经营组织和经营制度层面，倡导通过土地流转和规模经营[11]、鼓励农民加入合作社[12]、完善社会化服务组织体系[13]、优化国家的产业或地区发展政策及消除其偏向性等[14]，实现更为公平的收入分配。

相较之下，既有研究普遍强调传统要素及其配置变动的影响，相对忽略以数字技术为代表的新经济要素对农民收入差距的潜在作用及其机理。在 2019 年出台的《数字乡村发展战略纲要》、2020 年出台的《数字农业农村发展规划（2019—2025 年）》以及 2022 年出台的《数字乡村发展行动计划（2022—2025 年）》等系列政策文件的基础上，2023 年国家发展改革委联合国家数据局印发《数字经济促进共同富裕实施方案》，强调通过数字化技术促进解决发展不平衡不充分问题，为数字经济赋能农民共同富裕提供了新契机[15]。事实上，借助数字技术与农业生产、经营、管理、决策、服务各环节以及农村经济社会各领域的深度融合，可以推动“数字红利”不断向农业领域及农村地区扩散[16]。其调整农户生产行为的潜在效应主要源自数字基础设施接入的“渗透效应”[17]和数字装备使用的“乘数效应”[18]。前者表现为物联网、大数据、人工智能、云计算等数字信息技术的接入，可突破要素信息流动壁垒，提高农户对新技术、新要素信息（包括质量与价格等）的可获得性；后者则表现为农户对数字化装备的采纳以及由此所带来的生产能力提升与生产效率改进[19]。

理论上，数字资源禀赋是充分发挥数据要素对农业生产积极推动作用的重要依托，然而，囿于行为主体“数字素养”（如数据信息搜寻和转化利用等行为能力）的制约[20]，数字基础设施接入的“渗透效应”、数字装备使用的“乘数效应”能否够切实发挥作用尚不明确[18]。目前，相关研究普遍侧重以数字资源禀赋（如是否接入互联网、是否拥有数字终端等）作为数字经济或数字技术的代理变量[21]，如毛慧等[22]运用是否使用技术推广 APP 和公众号来表征行为主体数字能力，但相关研究相对忽视对农村居民数字能力的刻画和表达[23-24]，就数字资源禀赋而言，现阶段中国在村级层面的禀赋条件已达到领先水平。截至 2020 年底，中国行政村通光纤和 4G 比例均达 98% 以上①，脱贫村通宽带比例超 98%②，共建成并运营益农信息社 45.4 万个，累计为农民和新型农业经营主体提供各类服务 6.5 亿人次③，农村信息网络覆盖率处于世界领先地位，因此通过硬件装备改进促发展的空间已相对有限。

据此，本文重点考察数字化赋能对农民收入差距的影响及其作用机制，与数字化设备强调硬件条件以及数字化能力强调软件实力不同，数字化赋能可以具体反映引发能力变动的原因，从而厘清通过能力改善实现收入公平的具体路径，为共同富裕目标的实现提供行动方案与策略指南。本文基于课题组于 2021—2024 年在农村固定观察点开展追踪微观调研所获取的数据，首先，利用 Kakwani 指数测算相对剥夺指数来衡量各地区农民收入差距，结合混合截面回归模型探究数字化赋能（生产性数字化赋能和交易性数字化赋能）对农民收入差距的影响；其次，利用再中心化影响函数（RIF）回归与分解模型，揭示数字化赋能影响农民收入差距的内在机制；最后，考虑不同禀赋

① 数据来源：经济日报. 数字普惠化还有几道坎——建设数字中国系列述评之二，http://www.cac.gov.cn/2021-04/14/c_1619979218942020.htm。

② 数据来源：中华人民共和国中央政府. 脱贫村通宽带比例超 98%，http://www.gov.cn/xinwen/2021-02/02/content_5584305.htm。

③ 数据来源：中华人民共和国农业农村部. 对十三届全国人大四次会议第 3531 号建议的答复，http://www.moa.gov.cn/govpublic/SCYJJXXS/202109/t20210918_6376899.htm。

特征对农业生产行为决策的重要影响,选取个体受教育程度、家庭种植规模差异、村庄地理偏远程度作为情境变量,探究不同情境下生产性数字化赋能和交易性数字化赋能对农民收入差距的异质性影响,提炼数字化赋能措施的优化调整方向,为共同富裕目标的实现提供经验启示。

二、数字化赋能影响农民收入差距的理论逻辑

在数字经济高速发展的背景下,农业高质量发展要求将数据要素与农业生产运营全过程有机融合,实现生产要素的精准投入与产品供需的动态平衡[25]。而数据要素在农业生产运营中价值实现的前提是对行为主体(即农户)的数字化赋能。数字化赋能的途径集中体现在数字乡村建设的系列政策之中[26]。通过梳理数字乡村建设的相关政策文件,现行赋能举措主要基于生产性数字化赋能与交易性数字化赋能两个向度展开,其中,生产性数字化赋能侧重农业生产决策中农民数字资源利用能力的提升,主要包含数字新技术要素应用、数字外包服务采纳;交易性数字化赋能侧重农业交易决策中农民数字资源利用能力的提升,主要包含农资线上购买、农产品电商销售。

现实中,农村内部收入差距的形成往往源于资源(如土地、资本、技术等)分配不均、市场信息不对称、交易成本高等问题[27-28]。且传统农业生产运营技术具有"嫌贫爱富"特征,对低收入农民群体具有较高的使用门槛,这无疑会使得高收入农民群体在社会资本积累和资产收益等方面与低收入群体拉开差距[29]。数字技术的蓬勃发展,为农业这一传统行业提供了弯道超车的可能性[19,26]。通过赋能农业生产和交易环节,数字技术突破了传统农业的生产和市场瓶颈,为农民提供了提升生产效率和平等参与市场的机会,能够缩小农村内部群体间的收入差距。

在农业生产环节,低收入农民由于资源匮乏和技术落后,通常难以提高生产效率和抗风险能力。数字新技术要素、数字外包服务等数字技术的普惠化应用,为低收入农户提供了高效、低成本的生产解决方案,例如精准灌溉和病虫害监控技术降低了资源浪费,提升了单位土地的产出效率。同时,通过数字化服务平台,低收入农户可以共享农业机械、技术咨询和农资购买等服务,弥补资本与技术的不足,从而缩小与高收入农户的生产效率差距。而对于中等收入农民来说,数字技术的应用则推动其向规模化、集约化和技术密集型农业转型,进一步提升其生产竞争力,拓宽收入增长空间,形成"扩中"效应。

在农业交易环节,传统农业市场中信息不对称和进入壁垒导致低收入农民难以获取公平交易的机会[29]。数字技术通过农资线上购买、农产品电商销售等方式,直接连接农民与农资产商或农产品终端消费者,去中介化的交易模式显著降低了低收入农民群体的交易成本,提高了其销售收益[30]。同时,中等收入农户借助数字技术,如进行农产品品牌化和精准营销战略,进一步提升产品附加值,扩大市场份额,从而增强市场竞争力。在这一过程中,数字技术通过降低低收入农户的生产和市场壁垒,同时提升中等收入农户的发展潜能,实现"提低扩中"的双重效应,逐步缩小农村收入差距,为实现共同富裕奠定坚实基础。综上所述,本文提出以下研究假说:

H1:生产性数字化赋能可以缩小农民内部收入差距。

H2:交易性数字化赋能可以缩小农民内部收入差距。

H3:生产性数字化赋能和交易性数字化赋能可通过"提低扩中"的双重效应缩小农民收入差距。

三、模型设定与变量选择

(一)模型设定

1. 数字化赋能对农民收入差距的影响

考虑到众多因素同时影响农民收入差距,本文采用控制地区虚拟变量和年份虚拟变量的混合截面回归模型,在保证其他因素不变的条件下,重点考察数字化赋能对农民收入差距的影响。其

具体估计方程如下：

$$Income_gap_{it} = \psi_0 + \psi_1 Digitization_{it} + \psi_2 Controls_{it} + \mu_n + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，被解释变量 $Income_gap_{it}$ 为农民 i 在第 t 年的收入差距；$Digitization_{it}$ 为核心解释变量数字化赋能，其中包含生产性数字化赋能和交易性数字化赋能；$Controls_{it}$ 表示一系列影响农民数字化赋能且与农民收入差距直接相关的特征变量，旨在尽可能减少变量遗漏所引致的内生性偏误；μ_n、λ_t 分别表示农户所在地区的虚拟变量、对应年份的虚拟变量；ε_{it} 为随机误差项。估计系数 ψ_1 为核心参数，表示数字化赋能对农民收入差距的边际效应。

本文可能存在两类内生性问题：一是数字化赋能与农民收入差距存在反向因果关系，高收入农民更易获得优质数字服务与技术，进而扩大与低收入群体的差距[31-32]；二是存在样本自选择偏误，农民会依据自身禀赋与能力特质自主选择是否接受数字化赋能，经营能力更强的农户更易实现数字化赋能并进一步拉开收入差距[22]，这可能导致估计方程结果有偏，低估数字化赋能对农民收入差距的影响。据此，本文采用两阶段最小二乘法（2SLS）解决上述问题，针对生产性、交易性数字化赋能两个内生解释变量，选取两个符合相关性与外生性的工具变量：其一为村庄平均海拔[2]，海拔越高的村庄数字设施建设与维护成本越高，可能会制约农民数字技术采用[34]，且自然地理条件与农民收入差距无直接关联[35]；其二为村庄与国家“八横八纵”光纤干线网络的最近距离[23]，距离光纤干线越近，农民获取交易性数字化赋能的成本和难度相应降低；同时，国家“八纵八横”光纤干线网络始建于 1986 年，于 2000 年建成，不会直接影响农民居民收入差距。两阶段工具变量模型设定如下：

$$Digitization_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 IV_{it} + \gamma_2 Controls_{it} + \mu_{n1} + \lambda_{t1} + \varepsilon_{it1} \quad (2)$$

$$Income_gap_{it} = \psi'_0 + \psi'_1 Digitization_{it} + \psi'_2 Controls_{it} + \mu_{n2} + \lambda_{t2} + \varepsilon_{it2} \quad (3)$$

其中，IV_{it} 为工具变量；μ_{n1}、μ_{n2} 表示对应模型的农户所在地区虚拟变量；λ_{t1}、λ_{t2} 表示对应年份的虚拟变量；ε_{it1}、ε_{it2} 表示对应模型的随机误差项；其他变量与系数设定与式（1）保持一致。

2. 数字化赋能影响农民收入差距的内在机制

基于再中心化影响函数回归（RIF）能够揭示核心解释变量对被解释变量在所有无条件分位数上的边际效应[33]，从而揭示不同分位的异质性影响。RIF 回归模型可以直观地观察到核心解释变量的变化如何影响被解释变量，其中被解释变量可以是关于农民收入的均值、方差、基尼系数、分位数等统计指标。具体表达式如下：

$$RIF(Income, v) = v(F_{Income}) + IF(Income, v) \quad (4)$$

其中，v 为量化 $F(Income)$ 分布的各种统计指标，例如均值、方差、基尼系数、分位数等。$IF(Income, v)$ 为农民收入 $Income$ 对应的影响函数。RIF 回归模型在 IF 函数的基础上，纳入了在原分布中的对应统计量，考察了不同分位数 $Income$ 的情况下，v 统计指标对应的近似值。RIF 回归模型的决定因素是 $F(Income)$ 的原始分布、$Income$ 的分位距、选取的 v 统计指标。当分布统计量为分位数时，RIF 回归模型则为无条件分位数回归，具体表达式如下：

$$IF(Income, q\tau) = \frac{\tau - I(Income \leqslant q\tau)}{f_{Income}(q\tau)} \quad (5)$$

在式（5）中，$q\tau$ 为 τ 分位的分位数，$f_{Income}(\cdot)$ 为被解释变量 $Income$ 的边际密度函数。基于此，$q\tau$ 分位数的 RIF 回归函数具体为：

$$RIF(Income, q\tau) = q\tau + \frac{\tau - I(Income \leqslant q\tau)}{f_{Income}(q\tau)} \quad (6)$$

在式（6）中，$Income$ 为农民收入的分布函数；$q\tau$ 为 $Income$ 的无条件分布的总体 τ 分位数（$0 < \tau < 1$）；$I(Income \leqslant q\tau)$ 为指示函数，如果满足 $Income \leqslant q\tau$ 的条件，指示函数取值为 1，否则取值为 0。

因此,本文利用 RIF 回归模型估计数字化赋能对农民收入差距的影响,具体模型如下:

$$RIF_Income_{it} = \psi''_0 + \psi''_1 Digitization_{it} + \psi''_2 Controls_{it} + \mu_n + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

在式(7)中,RIF_Income_{it}为基于再中心化影响函数获得的农民收入,其他变量与系数设定与式(1)保持一致。在此基础上,本文运用 Oaxaca-Blinder 均值分解法对不同收入分位数的收入差距进行分解。农民收入差距之间的差异可以分解为如下两部分:

$$\Delta q\tau = q\tau(F_1) - q\tau(F_0) = [q\tau(F_1) - q\tau(F_c)] + [q\tau(F_c) - q\tau(F_0))] \quad (8)$$

在式(8)中,$q\tau(F_1)$和 $q\tau(F_0)$分别为两个时期的农民收入分布;$q\tau(F_c)$为通过样本加权所得的反事实分布。在可忽略性和共同支撑假设的基础上,将 $q\tau(F_1) - q\tau(F_c)$部分称为特征效应,即解释变量个体特征差异变动可解释的部分;将 $q\tau(F_c) - q\tau(F_0)$称为系数效应,即特征回报差异变动的不可解释的部分。

(二)变量与描述

1. 被解释变量:农民收入差距(*Income_gap*)

本文选用基于 Kakwani 指数计算的相对剥夺指数来量化农民收入差距[6]。同时,本文也测算了泰尔指数作为农民收入差距的替代变量进行稳健性检验,以在总体上反映农村居民家庭收入不平等的变化情况。

2. 核心解释变量:数字化赋能(*Digitization*)

数字化赋能包含生产性数字化赋能和交易性数字化赋能。针对生产性数字化赋能,本文参考马翠萍等[36]的做法,选取"农民在农业生产环节中(整地、育种、插秧、灌溉、施肥、用药和收割)是否采用数字技术(包括数字新技术要素或数字外包服务)"来衡量农民是否接受生产性数字化赋能;选取"农民在农业生产环节中(整地、育种、插秧、灌溉、施肥、用药和收割)采用数字技术(包括数字新技术要素或数字外包服务)的频率"来衡量农民生产性数字化赋能的程度。针对交易性数字化赋能,本文参考苏岚岚等[2]的做法,选取"农民在农业交易环节中(农业生产要素购买和农产品销售环节)是否采用数字技术(包括农资线上购买、农产品电商销售)"来衡量农民是否接受交易性数字化赋能;选取"农民在农业交易环节中(农业生产要素购买和农产品销售环节)采用数字技术(包括农资线上购买、农产品电商销售)的频率"来衡量农民交易性数字化赋能的程度。同时,本文还选取"农民在农业生产环节中(整地、育种、插秧、灌溉、施肥、用药和收割)采用数字技术的环节数"作为生产性数字化赋能的替代变量,"农民在农业交易环节中(要素购买和农产品销售环节)采用数字技术的环节数"作为交易性数字化赋能的替代变量,以此对基准回归结果进行稳健性检验。

3. 工具变量

考虑到可能存在遗漏变量、反向因果关系等内生性问题导致基准回归估计结果有偏,本文参考苏岚岚等[2]、李红莉等[23]的做法,选择所在村庄平均海拔和所在村庄与国家"八横八纵"光纤干线的最近距离作为工具变量,在后文实证分析中均做对数化处理。其中,村庄平均海拔是基于奥维互动地图 App 输入各调研行政村村民委员会名称采集获得村庄海拔数据。

4. 其他控制变量

为避免遗漏变量进而导致模型估计偏误,本文在模型中引入反映农业经营决策者个体的基本特征、家庭特征和村庄特征三组控制变量。其中,个体层面特征控制变量具体包括:性别、年龄、受教育程度、政治面貌、户口类型、健康状况等;家庭特征包括农户家庭类型、家庭农业劳动力个数、家庭社会关系、农田机械行驶便易程度、土地经营总面积等;村庄特征包括村庄互联网普及率、村庄经济发展水平、村庄公路干线距离等。此外,区域间不可观测因素,如气候、地理等同样可能对

农民收入产生影响,因此本文以县为单位设置地区虚拟变量。具体变量解释与描述性统计见表 1。

(三)数据来源

水稻作为中国三大主粮之一,其主产区覆盖了平原、丘陵和山地等广泛的地理区域。因此,选取水稻主产区农民作为研究对象能够较好地代表中国农业生产者的整体情况。本文所使用的数据来源于课题组 2021—2024 年在我国水稻主产区 12 个县(市、区)的农户微观追踪问卷调查,并将四年随机样本合并形成独立混合截面数据。该样本主要采用多阶段抽样方法以确保研究数据的科学性与代表性。调研区域包括江汉平原、鄂东板块的枝江、潜江、仙桃、洪湖、蕲春、武穴和新洲;鄂中、鄂北板块的京山、钟祥和沙洋;鄂西板块的建始和谷城,调查问卷主要涉及农户及家庭成员的农业生产经营、生活消费、村居环境等各方面内容,具有代表性。调研具体过程如下:首先,每个样本县(区、市)随机抽取 2 ~ 3 个乡镇(街道、管理区);然后,从每个乡镇(街道、管理区)中随机抽取 2 ~ 3 个行政村,最后,在每个行政村随机抽取不少于 25 位农户进行问卷调查。为了解受访农户农业生产的真实情况,受访对象均为上一年(2020—2023 年)从事农业生产的农户。2021 年、2022 年、2023 年和 2024 年分别发放问卷 1551、1701、2034 和 1614 份,共计发放问卷 6901 份,剔除空白、漏答关键信息的问卷后,共计获得有效问卷 5385 份,问卷有效率为 78.03%。因此,上述调查数据可以较好地支持本文研究。以上样本变量的数据说明与描述性统计结果见表 1。

表 1　变量定义、赋值与描述性统计结果

变量	变量定义及赋值	观测值	均值	标准差
农民收入差距(*Income_gap*)	农村居民内部收入不平等程度,以 Kakwani 指数进行测算	5385	0.53	0.35
农民收入差距替代变量	农村居民内部收入不平等程度,以泰尔指数进行测算	5385	0.08	0.05
生产性数字化赋能($Digitization_1^P$)	农民在农业生产环节中(整地、育种、插秧、灌溉、施肥、用药和收割)是否采用数字技术(包括数字新技术要素、数字外包服务):是 =1,否 =0	5385	0.38	0.49
生产性数字化赋能($Digitization_2^P$)	农民在农业生产环节中(整地、育种、插秧、灌溉、施肥、用药和收割)采用数字技术(包括数字新技术要素、数字外包服务)的频率:从不 =1,每月不超过 3 次 =2,每周 1 ~ 2 次 =3,每周 3 ~ 6 次 =4,每天 =5	5385	2.59	1.39
交易性数字化赋能($Digitization_1^T$)	农民在农业交易环节中(农业生产要素购买和农产品销售环节)是否采用数字技术(包括农资线上购买、农产品电商销售):是 =1,否 =0	5385	0.32	0.47
交易性数字化赋能($Digitization_2^T$)	农民在农业交易环节中(农业生产要素购买和农产品销售环节)采用数字技术(包括农资线上购买、农产品电商销售)的频率:从不 =1,每月不超过 3 次 =2,每周 1 ~ 2 次 =3,每周 3 ~ 6 次 =4,每天 =5	5385	1.81	0.97
村庄海拔	农民所在村庄平均海拔(米)	5385	73.55	133.50
距光纤干线最近距离	农民所在村庄与国家“八横八纵”光纤干线的最近距离(公里)	5385	38.66	28.71
性别	农业经营决策者性别:男 =1,女 =0	5385	0.88	0.32
年龄	农业经营决策者实际年龄(岁)	5385	57.56	9.80
受教育程度	农业经营决策者实际受教育年限(年)	5385	7.49	3.18

续表

变量	变量定义及赋值	观测值	均值	标准差
政治面貌	农业经营决策者是否为党员:是=1,否=0	5385	0.10	0.31
户口类型	农业经营决策者是否为农业户口:是=1,否=0	5385	0.92	0.27
健康状况	农业经营决策者自我认定的健康状况:很不健康=1,比较不健康=2,一般=3,比较健康=4,很健康=5	5385	3.84	0.86
农户家庭类型	根据农业农村部农村固定观察点调查的分类标准,将农户家庭分为四类:纯农户=1,一兼农户=2,二兼农户=3,非农农户=4	5385	2.34	0.95
家庭农业劳动力个数	农户家庭农业劳动力数量(个)	5385	1.85	0.89
家庭社会关系	农户家庭成员或亲戚朋友中是否有村干部、合作经济组织负责人、企业家、政府机构人员等能人任职:是=1,否=0	5385	0.40	0.49
农田机械行驶便易程度	田间道路是否适合机械通行:是=1,否=0	5385	0.85	0.36
土地经营总面积	当年农户家庭水稻总种植面积(亩)	5385	16.74	47.69
村庄互联网普及率	村庄互联网普及率(%)	5385	83.13	15.99
村庄经济发展水平	村庄在所在县内的经济水平:低水平=1,较低水平=2,中等水平=3,较高水平=4,高水平=5	5385	3.09	0.75
村庄公路干线距离	村庄离最近公路干线距离(公里)	5385	1.81	3.44

注:考虑到各地区亩制有所差别,本文对耕地面积统一按照标准亩制(1亩=666.7平方米)予以换算。

四、实证结果分析

(一)基准回归结果

表2报告了数字化赋能影响农民收入差距的回归结果,其中(1)列和(2)列生产性数字化赋能和交易性数字化赋能分别对应的是"农民在生产环节中是否采用数字新技术要素、数字外包服务等数字技术""农民在交易环节中是否采用农资线上购买、农产品电商销售等数字技术"变量的估计结果;(3)列和(4)列生产性数字化赋能和交易性数字化赋能分别对应的是"农民在生产环节中使用数字新技术要素、数字外包服务等数字技术的频率""农民在交易环节中使用农资线上购买、农产品电商销售等数字技术的频率"变量的估计结果。(1)列和(3)列显示,在未控制其他特征变量的情况下,核心解释变量均在1%统计水平上对农民收入差距有显著负向影响,表明生产性数字化赋能和交易性数字化赋能均可显著缩小农村内部收入差距,这与苏岚岚等[2]研究结果相一致。(2)列和(4)列显示,在控制个体、家庭、村庄层面特征变量后,生产性数字化赋能、交易性数字化赋能对农民收入的影响在作用方向与显著性上均与(1)列和(3)列相同,且核心变量系数大小也未随着更多特征变量的加入而大幅变化。根据系数稳定性原理,本文认为(2)列和(4)列所控制的特征变量已经解决了大部分由可观测变量引发的选择性偏误。因此,本文将表2(2)列和(4)列的估计系数作为本文基准回归结果进行分析。

进一步分析基准回归结果系数含义,由(2)列可知,在农业生产运营过程中,与未采用数字技术的农民相比,农民在农业生产环节中采用数字新技术要素、数字外包服务等数字技术,可以促使其收入差距平均降低0.079;同时,农民在生产要素购买和农产品销售等农业交易环节中采用数字技术,可以进一步使得其收入差距缩小0.107。与此同时,由(4)列可知,在其他条件不变的情况下,农民生产性数字化赋能程度每提升一单位,其收入差距平均降低0.028;加之,农民交易性数字

化赋能程度每提升一单位，其收入差距也可进一步缩小 0.061。可见，无论是在农业生产环节还是交易环节，数字化赋能均可缩小农村内部收入差距，与理论预期一致，研究假说 H1、H2 均得到充分验证。

表 2　数字化赋能对农民收入差距的影响：基准回归估计结果

农民收入差距	(1)	(2)	(3)	(4)
生产性数字化赋能	-0.086***(0.024)	-0.079***(0.020)	-0.043***(0.010)	-0.028***(0.010)
交易性数字化赋能	-0.128***(0.033)	-0.107***(0.028)	-0.066***(0.006)	-0.061***(0.006)
性别	—	-0.014(0.027)	—	-0.025(0.027)
年龄	—	0.003***(0.001)	—	0.002**(0.001)
受教育程度	—	-0.010***(0.003)	—	-0.009***(0.003)
政治面貌	—	-0.046**(0.023)	—	-0.049**(0.023)
户口类型	—	-0.297***(0.058)	—	-0.276***(0.057)
健康状况	—	0.006(0.012)	—	0.004(0.012)
农户家庭类型	—	-0.148***(0.014)	—	-0.143***(0.014)
家庭农业劳动力个数	—	-0.066***(0.012)	—	-0.063***(0.012)
家庭社会关系	—	-0.040**(0.019)	—	-0.039**(0.018)
农田机械行驶便易程度	—	-0.115***(0.034)	—	-0.115***(0.034)
土地经营总面积	—	-0.002***(0.000)	—	-0.002***(0.000)
村庄互联网普及率	—	-0.001(0.001)	—	0.001(0.001)
村庄经济发展水平	—	-0.016(0.015)	—	-0.017(0.015)
村庄公路干线距离	—	0.002(0.006)	—	0.002(0.006)
年份虚拟变量	是	是	是	是
地区虚拟变量	是	是	是	是
常数项	0.712***(0.122)	2.121***(0.228)	0.597***(0.053)	1.930***(0.205)
R^2	0.035	0.103	0.054	0.117
观测值	5385	5385	5385	5385

注：表 2 中具体变量定义与赋值详见表 1；年份虚拟变量与地区虚拟变量的估计结果略，下表同；括号内为稳健标准误，下表同；***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著，下表同。

（二）内生性检验

表 3 汇报了工具变量分别对两个内生解释变量回归的估计结果，即 2SLS 模型第一阶段估计结果。由（1）列可知，村庄海拔与距光纤干线最近距离两个工具变量均对农民是否接受生产性数字化赋能具有显著负相关关系；同样地，由（2）列可知，上述两个工具变量对均对农民是否接受交易性数字化赋能具有显著负向影响。这意味着，在其他条件一定的情况下，农户所在村庄海拔越高、距国家“八横八纵”光纤干线的距离越远，农民在农业生产环节和交易环节采用数字技术的可能性越低。进一步地，由（3）列和（4）列可知，无论是农业生产环节还是交易环节，村庄海拔高度与距光纤干线最近距离每增加一单位，将显著减少采用数字技术频率，降低其数字化赋能程度。在不可识别检验中，Kleibergen-Paap rk LM 统计量分别为 62.987、52.030、35.942、32.032，均在 1%的统计水平上显著，这表明本文的工具变量均满足相关性要求；第一阶段回归的 F 值检验结果均明显大于 10 这一经验值，拒绝存在弱工具变量的原假设[36]。综上，本文工具变量具有较高的解释力。

表3 数字化赋能对农民收入差距的影响:2SLS模型第一阶段估计结果

数字化赋能	(1)	(2)	(3)	(4)
村庄海拔(取对数)	-0.050***(0.006)	-0.036***(0.004)	-0.191***(0.021)	-0.359***(0.028)
距光纤干线最近距离(取对数)	-0.161***(0.019)	-0.239***(0.014)	-0.855***(0.067)	-0.184***(0.069)
其他控制变量	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
地区虚拟变量	是	是	是	是
常数项	0.760***(0.110)	1.868***(0.094)	0.140(0.509)	5.373***(0.574)
Kleibergen-Paap rk LM统计量	62.987***	52.030***	35.942***	32.032***
Kleibergen-Paap Wald rk F统计量	42.370	35.428	21.475	19.100
观测值	5385	5385	5385	5385

注:表3中(1)列和(2)列被解释变量生产性数字化赋能和交易性数字化赋能分别对应的是"农民在生产环节中是否采用数字新技术要素、数字外包服务等数字技术""农民在交易环节中是否采用农资线上购买、农产品电商销售等数字技术"变量的估计结果;(3)列和(4)列被解释变量生产性数字化赋能和交易性数字化赋能分别对应的是"农民在生产环节中采用数字新技术要素、数字外包服务等数字技术的频率""农民在交易环节中采用农资线上购买、农产品电商销售等数字技术的频率"变量的估计结果。

表4(1)列、(2)列汇报了2SLS模型的第二阶段估计结果,可以发现,生产性数字化赋能和交易性数字化赋能的估计系数均在1%的统计水平上显著为负,这表明在使用2SLS模型解决内生性问题后,数字化赋能仍可显著降低农民收入差距。同表2(2)列、(4)列基准回归中核心解释变量估计结果相比,2SLS估计略大于OLS的估计结果,这可能是由于衰减偏差与选择偏差的存在。一方面,关键变量的度量误差可能带来衰减偏差,使得基准回归估计结果的绝对值略微偏小;另一方面,接受数字化赋能的农民可能由于自身优越的农业生产经营能力,其农业生产运营更加高效规范,从而促进农民增收、推动农民迈向共同富裕,这导致数字化赋能的共富效应因选择偏差而被高估。

表4 数字化赋能对农民收入差距的影响:2SLS模型第二阶段估计结果

农民收入差距	(1)	(2)	(3)	(4)
生产性数字化赋能	-0.067***(0.014)	-0.022***(0.006)	-0.068**(0.018)	-0.033***(0.012)
交易性数字化赋能	-0.099***(0.023)	-0.059***(0.016)	-0.099***(0.026)	-0.061***(0.006)
村庄海拔(取对数)	—	—	0.013(0.029)	0.018(0.028)
距光纤干线最近距离(取对数)	—	—	0.015(0.014)	0.019(0.022)
其他控制变量	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
地区虚拟变量	是	是	是	是
常数项	1.497***(0.210)	0.283(0.306)	2.244***(0.250)	1.845***(0.209)
R^2	0.103	0.166	0.105	0.176
观测值	5385	5385	5385	5385

注:表4中(1)列和(3)列生产性数字化赋能和交易性数字化赋能分别对应的是"农民在生产环节中是否采用数字新技术要素、数字外包服务等数字技术""农民在交易环节中是否采用农资线上购买、农产品电商销售数字技术"变量的估计结果;(2)列和(4)列生产性数字化赋能和交易性数字化赋能分别对应的是"农民在生产环节中采用数字新技术要素、数字外包服务等数字技术的频率""农民在交易环节中采用农资线上购买、农产品电商销售等数字技术的频率"变量的估计结果。

在此基础上，表 4（3）列、（4）列汇报了半简化式回归的估计结果。本文将工具变量作为解释变量加入前文（1）式中，若工具变量与原方程（1）式中随机扰动项不相关，则将工具变量加入原方程后应该得到不显著的系数估计结果。在（3）列、（4）列中，以核心解释变量生产性数字化赋能和交易性数字化赋能仍在统计上显著，而两个工具变量统计均不显著，这在一定程度上表明工具变量无法直接影响农民收入差距，佐证了工具变量的外生性。综上，数字化赋能可以显著缩小农民内部收入差距。

（三）稳健性检验

表 4 基于 2SLS 模型的估计结果显示，核心解释变量数字化赋能的估计系数与基准回归结果相近，表明基准模型设定合理且存在内生性偏误的可能性较小。本文进一步针对表 2（2）列和（4）列基准回归结果进行了一系列稳健性检验。

1. 更换核心解释变量

为避免核心解释变量选取偏误，本文选取“农民是否采用互联网查询农业生产、农技相关信息”作为农民是否接受生产性数字化赋能的替代变量，“农民采用互联网查询农业生产、农技相关信息的频率”作为农民生产性数字化赋能程度的替代变量；选取“农民是否采用互联网查询农资购买、电商销售相关信息”作为农民是否接受交易性数字化赋能的替代变量，“农民采用互联网查询农资购买、电商销售相关信息的频率”作为农民交易性数字化赋能程度的替代变量，进一步对基准回归结果进行稳健性检验。表 5 汇报了数字化赋能影响农民收入差距的稳健性检验结果（1）列和（2）列，无论是否加入控制变量，农民采用互联网查询农业生产和交易相关信息均能缩小农民收入差距，且在 1% 或 5% 的统计水平上显著；由（3）列至（4）列可知，农户采用互联网查询农业生产运营信息频率的提升可以改善农民收入不平等程度。这表明数字化赋能可以帮助农户更加了解如何科学规范进行农业生产运营，有利于推进农民共富。综上所述，改变核心解释变量的度量方式后，数字化赋能对缩小农民内部收入差距的促进作用依然成立，说明前文研究结论具有稳健性。

表 5　稳健性检验一：更换核心解释变量

农民收入差距	（1）	（2）	（3）	（4）
生产性数字化赋能	−0.022**（0.011）	−0.021**（0.010）	−0.008***（0.002）	−0.008***（0.002）
交易性数字化赋能	−0.031***（0.010）	−0.029**（0.014）	−0.017***（0.002）	−0.014***（0.004）
其他控制变量	否	是	否	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
地区虚拟变量	是	是	是	是
常数项	0.338***（0.114）	1.162***（0.160）	0.597***（0.053）	1.270***（0.160）
R^2	0.032	0.101	0.054	0.105
观测值	5385	5385	5385	5385

2. 更换被解释变量

参考罗楚亮等[3]的研究，本文进一步利用泰尔指数所测算的农民收入差距作为被解释变量，重新测度被解释变量来进行稳健性检验。由表 6 可知，生产性数字化赋能和交易性数字化赋能的回归系数均在 1% 水平上显著为负，表明农民在农业生产与交易环节采用数字技术可以缩小农民收入差距。由此可见，改变被解释变量的测算方式后，数字化赋能对农民收入差距的作用方向及统计显著性与基准回归结果保持一致，进一步证实本文基准回归的可信性。

表6 稳健性检验二:更换被解释变量

农民收入差距(泰尔指数)	(1)	(2)	(3)	(4)
生产性数字化赋能	-0.005***(0.002)	-0.003***(0.001)	-0.002***(0.000)	-0.001***(0.000)
交易性数字化赋能	-0.011***(0.003)	-0.005***(0.002)	-0.003***(0.000)	-0.002***(0.000)
其他控制变量	否	是	否	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
地区虚拟变量	是	是	是	是
常数项	0.108***(0.017)	0.209***(0.028)	0.149***(0.012)	0.207***(0.025)
R^2	0.086	0.179	0.113	0.185
观测值	5385	5385	5385	5385

注:表6中其他控制变量、年份虚拟变量与地区虚拟变量的估计结果略。

五、作用机制与异质性分析

(一)数字化赋能影响农民收入差距的作用机制

表7汇报了数字化赋能影响农民收入差距的RIF-Oaxaca回归分解结果,结果发现,无论是生产性数字化赋能还是交易性数字化赋能,各分位点上总差异的估计系数均至少在5%的统计水平上显著为负,这表明接受数字化赋能的农民群体的收入差距显著小于未接受赋能的群体。这说明数字化赋能对缩小农民收入差距具有积极作用;同时,总差异对应估计系数的绝对值随着分位点的提高而不断减小,意味着在考虑农民样本自选择误差后,低收入、中等收入和高收入三类群体中接受数字化赋能的农民收入差距依然显著小于未接受数字化赋能的农民家庭,且生产性数字化赋能和交易性数字化赋能对低收入农民家庭收入不平等的缓解效应高于高收入的农村家庭。这符合"提低扩中"的政策目标,即通过提升低收入群体的收入水平来缩小整体差距。

进一步对分解效应进行分析,可以发现,核心解释变量的系数效应对总差异的贡献率均超过83%,最高为90.63%,系数效应为主导,这表明数字化赋能收入差距缩小的主要机制是通过改变不同收入水平群体的回报率(即特征的回报结构来实现的)。这可能是因为高收入群体的特征(如受教育程度、资源禀赋等)使其本身更具优势,即使回报率差异较小,特征的差异也会对收入差距产生一定影响。此外,其他控制变量(如性别、年龄、受教育程度等)的特征效应和系数效应对收入差距也有一定影响,但总体上对收入差距的影响较小,这表明生产性数字化赋能和交易性数字化赋能是缩小收入差距的主要因素,而其他变量的影响相对有限。

综上,生产性数字化赋能和交易性数字化赋能具有普惠性,可通过"提低扩中"的双重效应缩小农民收入差距,假说3成立。

表7 数字化赋能影响不同农民收入差距的作用机制:RIF-Oaxaca回归分解

变量	分解效应	25^{th}	50^{th}	75^{th}
生产性数字化赋能	总差异	-0.295***	-0.207***	-0.178**
	特征效应	-0.028***	-0.025***	-0.025**
	贡献%	9.37%	11.86%	13.81%
	系数效应	-0.267***	-0.182***	-0.153**
	贡献%	90.63%	88.14%	86.19%
交易性数字化赋能	总差异	-0.341***	-0.229**	-0.195***

续表

变量	分解效应	25th	50th	75th
	特征效应	-0.035***	-0.028**	-0.032***
	贡献%	10.37%	12.46%	16.38%
	系数效应	-0.306***	-0.200***	-0.163***
	贡献%	89.63%	87.54%	83.62%
性别	特征效应	-0.029	-0.025	-0.022
年龄		0.001***	0.001***	0.000***
受教育程度		-0.001**	-0.001***	-0.001***
政治面貌		0	0	0.001
户口类型		-0.007***	-0.006***	-0.004***
健康状况		-0.001	-0.001	0
农户家庭类型		-0.002***	-0.001***	-0.001***
家庭农业劳动力个数		-0.004***	-0.003***	-0.001***
家庭社会关系		-0.013***	-0.015***	-0.012***
农田机械行驶便易程度		-0.004***	-0.003***	-0.002***
土地经营总面积		-0.002***	-0.002**	-0.001**
村庄互联网普及率		-0.001	-0.001	-0.001
村庄经济发展水平		-0.002	-0.001	-0.001
村庄公路干线距离		0.000	0.000	0.000
性别	系数效应	-0.026	-0.021	-0.019
年龄		0.003***	0.003***	0.002***
受教育程度		-0.017***	-0.019***	-0.008***
政治面貌		-0.048***	-0.041***	-0.042***
户口类型		-0.197***	-0.176***	-0.148***
健康状况		-0.006	-0.006	-0.005
农户家庭类型		-0.018***	-0.017***	-0.014***
家庭农业劳动力个数		-0.014***	-0.010***	-0.009***
家庭社会关系		-0.023***	-0.025***	-0.027***
农田机械行驶便易程度		-0.024***	-0.023***	-0.022***
土地经营总面积		-0.002***	-0.002**	-0.001**
村庄互联网普及率		-0.018*	-0.016*	-0.016*
村庄经济发展水平		0.021***	0.017***	0.014***
村庄公路干线距离		0.000	0.000	0.000
常数项		2.294***	2.850***	2.460***

(二)数字化赋能影响农民收入的异质性分析

上述分析呈现了数字化赋能对农民收入差距的影响,即同质性因果效应。然而,现实中不同禀赋条件下数字化赋能对农民收入差距的影响并非完全一致。有文献表明,在不同农民个体、家庭禀赋、村庄外部条件的情景下,采用数字技术对行为主体收入差距存在显著差异[18]。对此,本文进一步考虑不同禀赋特征对农业生产行为决策的重要影响,分别选取探究个体受教育程度、家庭种植规模差异、村庄地理偏远程度作为异质性情景变量,不同情境下生产性数字化赋能和交易性数字化赋能对农民收入差距的异质性影响,估计结果见表 8。

针对农民个体特征的异质性分析,表8(1)(2)列汇报了不同受教育程度下农业决策者数字化赋能对农民收入差距的异质性影响估计结果。由(1)列可知,生产性数字化赋能、交易性数字化赋能两者与受教育程度的交互项均在1%的统计水平上显著为负,且对应估计系数分别为-0.008和-0.010。这说明,随着农民受教育程度提升,数字化赋能对缓解农民收入不平等的促进作用会被强化。由(2)列可知,数字化赋能与受教育程度交互项的估计系数均显著为负,这说明数字化赋能对农民收入差距的削减作用在受教育程度较高和较低的个体之间存在显著差异性。受教育程度高的农民可以通过互联网获取先进的种植技术、天气预报、土壤分析等信息,合理安排生产计划,提高农作物的产量和质量;在农业交易环节,他们能够及时了解市场需求和价格走势,选择最佳的销售时机和渠道,获取更高的收益,从而能够更有效地缩小农民收入差距。

针对农民家庭特征的异质性分析,由表8(3)列可知,生产性数字化赋能、交易性数字化赋能两者与土地经营规模的交互项的估计系数显著为负,这说明随着农户家庭土地规模扩大,数字技术对农民收入的普惠效应会被强化。由(4)列可知,生产性数字化赋能、交易性数字化赋能两者与农民家庭土地经营规模的交互项均在1%的统计水平上显著为负,其原因在于,大规模经营的农民家庭通常拥有更多的资源和能力来采纳和应用数字技术,通过先进的农业技术和设备精准管理,提高生产效率;在交易环节,他们可以利用电商平台和市场分析工具,更有效地销售农产品,获取更高的收益并降低收入不平等程度。

针对村庄外部条件的异质性分析,本文引入"农民所在村庄是否为城市郊区(是=1,否=0)"与核心解释变量的交互项,研究不同地理位置条件下数字化赋能对农民收入差距的影响。由表8(5)列可知,交互项的估计系数均至少在10%的统计水平上显著为负,这表明农业生产环节和交易环节使用数字技术对农民收入差距影响在城市郊区与非城市郊区之间存在显著差异,其中城市郊区的村庄更能发挥数字技术的普惠性,推进农民迈向共同富裕。进一步地,(6)列结果表明,相比于非城市郊区的村庄,数字化赋能显著缩小了城市郊区农民收入差距。由此可见,城市郊区的村庄具有地理优势,可以更好地享受数字技术为其农业生产与交易带来的数字红利,缩小农民收入差距。

表8 数字化赋能对农民收入差距的异质性影响:受教育程度、土地经营规模、村庄地理位置

农民收入差距	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
生产性数字化赋能	-0.045**(0.020)	-0.020***(0.004)	-0.037***(0.010)	-0.013***(0.003)	-0.034***(0.009)	-0.019***(0.002)
交易性数字化赋能	-0.067***(0.015)	-0.039***(0.003)	-0.063***(0.017)	-0.034***(0.003)	-0.063***(0.017)	-0.026***(0.003)
生产性数字化赋能×受教育程度	-0.008***(0.000)	-0.004***(0.000)				
交易性数字化赋能×受教育程度	-0.010***(0.001)	-0.005***(0.001)				
受教育程度	-0.005***(0.001)	-0.006***(0.001)				
生产性数字化赋能×土地经营规模			-0.001*(0.001)	-0.001***(0.000)		
交易性数字化赋能×土地经营规模			-0.001***(0.000)	-0.0001***(0.000)		
土地经营规模			-0.001***(0.000)	-0.001***(0.000)		
生产性数字化赋能×村庄地理位置					-0.014*(0.008)	-0.009***(0.001)
交易性数字化赋能×村庄地理位置					-0.022**(0.011)	-0.013***(0.001)

续表

农民收入差距	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
村庄地理位置					-0.003*(0.002)	-0.013***(0.003)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是	是	是
地区虚拟变量	是	是	是	是	是	是
常数项	2.002***(0.219)	1.928***(0.191)	1.995***(0.226)	1.875***(0.206)	1.879***(0.215)	1.875***(0.203)
R^2	0.241	0.262	0.111	0.133	0.140	0.195
观测值	5385	5385	5385	5385	5385	5385

注：表 8 中(1)(3)(5)列核心解释变量生产性数字化赋能和交易性数字化赋能分别对应的是“农民在生产环节中是否采用数字新技术要素、数字外包服务等数字技术”“农民在交易环节中是否采用农资线上购买、农产品电商销售等数字技术”变量的估计结果，表 8(2)(4)(6)列核心解释变量分生产性数字化赋能和交易性数字化赋能分别对应的是“农民使用互联网查询农业生产、农技相关信息的频率”“农民使用互联网查询农业生产、农技相关信息的频率”变量的估计结果。

六、结论与启示

本文基于水稻主产区 12 个县(市、区)2021—2024 年的农户微观追踪问卷调查数据，探究数字化赋能对农民收入差距的影响及作用机制。研究发现：第一，生产性数字化赋能可使农民收入差距平均降低 0.079，交易性数字化赋能可使农民收入差距平均降低 0.107；第二，生产性数字化赋能和交易性数字化赋能对低收入水平的农民收入差距缩减效应大于高收入水平的农民群体，表明生产性数字化赋能和交易性数字化赋能具有普惠性，可通过“提低扩中”的双重效应缩小农民收入差距；第三，不同个体受教育程度、家庭种植规模、村庄地理偏远程度情境下数字化赋能对农民收入差距的影响存在显著差异。

本文的政策启示在于：加强数字化基础设施建设，扩大生产性与交易性赋能覆盖面，同时，全面提升不同禀赋条件的农民数字素养，保障数字化赋能普惠性，利用数字赋能带来的包容性经济增长缩小农民收入差距。一是加强数字化基础设施建设，扩大生产性与交易性赋能覆盖面。针对生产性和交易性数字化赋能对收入差距缩小的显著效应，加快推进农村地区数字化基础设施建设，特别是在偏远地区和低收入农户集中的村庄。通过政策扶持推广智能农机、精准农业设备等生产性赋能工具，并借助农村电商平台和直播带货等交易性赋能手段，保障低收入农民获得更多数字化赋能机会，从而实现“提低扩中”的双重效应。二是重视农民个体、家庭与村庄特征的差异性，制定差异化发展策略。针对农民个体、家庭、村庄的禀赋差异带来的数字化赋能效果分化问题，制定分层次、分区域的数字技能培训计划。结合农民受教育程度开展阶梯式培训，针对种植规模设计个性化课程，依据村庄地理条件打造特色化培训体系，重点关注低收入农民和偏远地区农民的数字素养提升。同时，通过政策引导推动土地流转与农业适度规模化经营，鼓励农民合作社、家庭农场等新型经营主体应用数字化技术，发挥规模经营与数字技术的协同作用，提升生产性数字化赋能的实施效率。

参考文献：

[1]王修华，赵亚雄. 县域银行业竞争与农户共同富裕——绝对收入和相对收入的双重视角[J]. 经济研究，2023(9)：98－115.

[2]苏岚岚，彭艳玲，周红利. 共同富裕背景下农户数字经济参与的收入效应及作用机制[J]. 中国农村经济，2024(8)：145－165.

[3]罗楚亮,李实,岳希明. 中国居民收入差距变动分析(2013—2018)[J]. 中国社会科学, 2021(1):33 - 54.
[4]刘飞,贾士俊,王欣亮. 农村产业融合与农民共同富裕——基于田园综合体试点政策分析[J]. 当代经济科学, 2024(4):124 - 138.
[5]龚斌磊,钱泽森,李实. 共同富裕的测度与驱动机制研究[J]. 数量经济技术经济研究,2023(12):5 - 26.
[6]程名望,JIN YANHONG,盖庆恩,等. 农村减贫:应该更关注教育还是健康? ——基于收入增长和差距缩小双重视角的实证[J]. 经济研究, 2014(11):130 - 144.
[7]张永丽,杨乐乐. 脱贫地区农户非农化生计转型的共同富裕效应[J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2024(5):49 - 62.
[8]王修梅,易法敏,蒋烨. "加剧"抑或"减缓":数字经济如何影响农民工收入不平等[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2024(6):100 - 111.
[9]张霞,李向虹. 共同富裕视阈下劳动收入份额对代际收入流动的影响[J]. 上海经济研究, 2024(8):43 - 56.
[10]李宁,李增元. 新型集体经济赋能农民农村共同富裕的机理与路径[J]. 经济学家, 2022(10):119 - 128.
[11]李艳芳,苏保忠. 农机社会化服务缓解了农村内部收入差距吗? [J]. 华中农业大学学报(社会科学版),2024(1):111 - 121.
[12]梁巧,韩子名,刘文昊. 新型农业经营主体发展具有小农户包容性吗[J]. 经济理论与经济管理,2024(6):37 - 56.
[13]曾福生,郭楚月,蔡保忠. 共同富裕目标下农业社会化服务对城乡收入差距的影响——兼论农村劳动力转移与人力资本的门槛效应[J]. 财经理论与实践,2023(5):76 - 83.
[14]张衡,穆月英. 村集体经营性资产价值实现的农户增收和追赶效应:外生推动与内生发展[J]. 中国农村经济,2023(8):37 - 59.
[15]李海舰,李真真. 数字经济促进共同富裕:理论机理与策略选择[J]. 改革,2023(12):12 - 27.
[16]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):77 - 92.
[17]蔡跃洲,张钧南. 信息通信技术对中国经济增长的替代效应与渗透效应[J]. 经济研究,2015(12):100 - 114.
[18]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.
[19]毛世平,张琛. 以发展农业新质生产力推进农业强国建设[J]. 农业经济问题,2024(4):36 - 46.
[20]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[J]. 改革,2020(12):48 - 56.
[21]马述忠,胡增玺. 数字金融是否影响劳动力流动? ——基于中国流动人口的微观视角[J]. 经济学(季刊),2022(1):303 - 322.
[22]毛慧, 刘树文, 彭澎,等. 数字推广与农户化肥减量——来自陕西省苹果主产区的实证分析[J]. 中国农村经济, 2023(2):66 - 84.
[23]刘渊博,温涛. 数字素养与农户收入差距:加剧还是缓解? ——基于中西部地区的微观证据[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版),2024(4):91 - 101.
[24]李红莉,张露,张俊飚. 数字化赋能如何影响农户化肥减量[J]. 农业技术经济,2025(6):109 - 126.
[25]JIANG Y, ZHAO X, ZHAI L. Digital empowerment to improve the operational profitability in e-commerce supply chain[J]. Electronic commerce research and applications, 2023,58:101253 - 101266.
[1]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):21 - 40.
[26]蔡昉,王美艳. 中国面对的收入差距现实与中等收入陷阱风险[J]. 中国人民大学学报,2014(3):2 - 7.
[27]钟甫宁. 中国农村脱贫历史性成就的经济学解释[J]. 农业经济问题,2021(5):4 - 11.
[28]罗春玲,玉国华,王定祥. 数字普惠金融能促进共同富裕吗? [J]. 金融论坛,2023(7):47 - 57.
[29]郭萌萌,徐子才,余建宇,等. 电商发展对中国家庭消费差距的影响[J]. 数量经济技术经济研究,2024(9):92 - 110.
[30]徐现祥,周茎,葛尔奇,等. 数字政府影响收入差距的 U 型模式:来自全球的证据[J]. 经济理论与经济管理,2024(7):50 - 71.

[31]FALCK O, HEIMISCH-ROECKER A, WIEDERHOLD S. Returns to ICT skills[J]. Research policy, 2021,50, 104064.
[32]FIRPO S, FORTIN N M, LEMIEUX T. Unconditional quantile regressions[J]. Econometrica, 2009(3):953 - 973.
[33]钟真,刘育权,李海琪. 数字赋能乡村振兴的动力与模式[J]. 农村工作通讯,2021(16):21 - 23.
[34]KOLKO J. Broadband and local growth[J]. Journal of urban economics, 2012(1):100 - 113.
[35]马翠萍,刘文霞,方燕. 数字技术赋能农户增收的理论机制与实证检验:基于 CRRS 2022 农户调查数据[J]. 中国软科学,2024(7):69 - 78.
[36]STOCK J, YOGO M. Testing for weak instruments in linear IV regression. in: identification and inference for econometric models[M]. New York: Cambridge University Press, 2005,80 - 108.

How Digital Empowerment Affects Farmers' Income Gap: Empirical Evidence Based on the Main Rice Producing Areas

LI Hong-li[1a,1b], ZHANG Lu[2], ZHANG Jun-biao[3]

(1. *a. School of Economics and Management; b. Hubei Agricultural Equipment Manufacturing Industry Development Research Center, Hubei University of Technology, Wuhan* 430068, *China*;
2. *School of Economics and Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan* 430070, *China*;
3. *Institute of Rural Vitalization in Zhejiang, Zhejiang A&F University, Hangzhou* 311300, *China*)

Abstract: Existing literature on digitalization has mostly considered digital resources from the perspective of the stock of digital resources and has not reached consistent conclusions, and few studies have established a direct link between digital empowerment and farmers' income gap from the incremental dimension of capacity enhancement. This paper explores the impact of digital empowerment on farmers' income gap by combining data from 5,385 samples of a four-year tracking micro-survey from 2021 to 2024 in the main rice-producing areas. The study finds that (1) productive digital empowerment and transactional digital empowerment, can significantly narrow farmers' income gap; (2) the effect of productive digital empowerment and transactional digital empowerment on reducing the income gap of rural residents with low-income levels is larger than that of rural residents with high-income levels, indicating that productive digital empowerment and transactional digital empowerment are universal, and can reduce the income gap of rural residents through the dual effect of "raising the low and expanding the middle". (3) Improving rural residents' education, expanding family planting scales, and villages located in suburban areas can significantly contribute to the reduction of rural residents' income gaps through digital empowerment. The endogeneity test using the nearest distance from the village to the national "eight horizontal and eight vertical" fiber optic trunk lines as the instrumental variable, as well as the validity test and the robustness test show the reliability of the above conclusions. It can be seen that the "digital village construction" in China can provide important support for common prosperity.

Key Words: productive digital empowerment; transactional digital empowerment; farmers' income gap; mode of organization of production; raising the low and expanding the middle

【责任编辑:杜晓艺】