

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*

苏岚岚¹ 彭艳玲² 周红利³

摘要：本文采用四川省、重庆市和宁夏回族自治区 836 户农户调查数据，实证检验西部地区数字经济参与对农户收入和收入不平等的影响及其作用机制。研究表明：数字经济参与显著促进农户收入增长并缓解收入不平等，助力实现共同富裕；农户数字经济参与可通过促进数字公共服务享有、推动信息共享与农业创业、改善信用评级与契约意识影响其收入和收入不平等，产生共富效应。异质性研究表明：对于家庭财务决策人数字素养水平高、具有乡村精英身份和在劳动力流动较多村庄的农户，数字经济参与的共富效应更大。研究进一步发现：粮食作物和经济作物种植农户的数字经济参与对其收入和收入不平等的影响均存在基于作物种植规模的双重门槛效应。因此，应优化农业产业链数字化转型及联农带农机制设计，完善数字时代农户权能结构和信用体系，增强数字经济发展包容性。

关键词：数字经济 收入效应 共同富裕 农业全产业链 赋权扩能 信用体系

中图分类号：F323; F49 **文献标识码：**A

DOI:10.20077/j.cnki.11-1262/f.2024.08.008

一、引言

在中国式现代化背景下，需要探索加快实现农户共同富裕、着力构建“橄榄型”社会的有效路径。党的二十大强调扎实推进共同富裕。尽管社会各界对共同富裕的理解存在差异（彭刚等，2023），但居民收入及其分配情况始终是衡量共同富裕程度的关键。在高质量发展中持续提高居民收入水平、缩小区域和群体收入差距是破解共同富裕难题的核心路径（刘培林等，2021）。中国居民的收入分配差距始终在高位徘徊，农村居民内部的收入差距甚至比城乡居民收入差距更大。根据《中国农村经济形势分析与预测（2023~2024）》，中国城乡居民人均可支配收入之比由 2022 年的 2.45:1 下降到 2023

*本文是国家自然科学基金青年项目“农民有序参与经济数字化驱动乡村数字治理效能提升的机制与政策研究”（编号：72303238）、国家自然科学基金青年项目“农村承包土地经营权抵押贷款信用风险生成机理及分担机制研究”（编号：71903141）和中国社会科学院“青启计划”项目“农村数字化信用体系建构及金融服务嵌入机制研究”（编号：2024QQJH111）的阶段性研究成果。本文通讯作者：彭艳玲。

年的 2.39 :1, 而农村居民内部收入分配不均衡状况加剧(以全国农村居民人均可支配收入五等份分组, 高收入组家庭人均可支配收入增长 8.8%, 但低收入组家庭人均可支配收入仅提升 4.8%)^①。在共同富裕目标导向下, 需要探索促进低收入群体增收和加快缩小农户内部收入差距的可行路径。

数字乡村发展战略实施, 尤其是以农业产业链为核心的乡村经济数字化转型, 为助力农户共同富裕提供了新契机。在《数字乡村发展战略纲要》《数字农业农村发展规划(2019—2025 年)》《数字乡村发展行动计划(2022—2025 年)》等政策文件陆续出台的基础上, 2023 年《数字经济促进共同富裕实施方案》印发, 为数字经济助力共同富裕明确了发展目标、重点任务与保障措施。理论上, 农户广泛和深度参与数字经济各领域活动, 可以培养其数字素养与技能, 重塑数字时代个体的权能结构和信用评价体系。具体而言, 数字技术的扩散加速各类生产要素的跨区域流动与重组配置, 提升区域间、行业间和群体间经济活动的交互性(韩旭东等, 2023), 有助于增加农户参与市场经济活动和利用各类市场资源的机会。数字技术加快嵌入农业全产业链, 不断催生新业态新模式, 有助于提升农户就业创业、公共治理参与和公共服务获取等方面的能力。此外, 数字技术应用可更好地呈现个体信用信息, 提高金融机构的个体信用画像的精准性, 培育市场主体的契约意识(Berg et al., 2020)。而农户在公共治理参与和公共服务获取等方面权利的强化、生产经营与创新创业等方面能力的激活、信用画像的改善和契约意识的形成皆与农户收入水平相关(刘守英和李昊泽, 2023)。因此, 农户参与数字经济各领域活动(以下简称“数字经济参与”)如何影响农户收入及其收入差距, 值得深入探讨。

梳理文献可知, 鲜有研究系统探讨农业产业链视角下数字经济参与对农户收入和收入不平等的影响及其作用机制。一是已有研究多探讨互联网使用对农户收入水平及其收入差距的影响, 尚未形成一致结论。例如, 部分研究指出, 智能手机使用、数字金融和电子商务发展等可通过信息效应、就业促进效应等提高农户收入并缩小农户内部收入差距(邱子迅和周亚虹, 2021; 叶琴等, 2023)。然而, 也有研究表明, 互联网使用、电子商务发展扩大了农户收入差距(Li et al., 2021; 刘任等, 2022)。二是诸多研究聚焦宏观层面数字经济发展对区域与城乡收入差距的影响, 但对农业产业链视角下乡村数字经济发展影响农户收入差距的探讨不足。例如, 相关研究指出, 以产业数字化和数字产业化为核心的区域数字经济发展对区域收入差距和城乡收入差距的影响呈现先缩小后扩大的非线性特征, 其作用机制主要是提升市场潜能、促进创新创业、改善人力资本和优化要素配置等(王园园和冯祥玉, 2023; 黄庆华等, 2023)。三是少数研究将宏观层面的省域、市域或县域数字经济发展指数或电子商务进农村综合示范等政策的试点名单与微观层面的农户调查数据进行匹配, 探讨乡村数字经济发展的增收效应, 但这些研究存在难以有效区分城镇居民和农村居民实际参与情况和难以针对性地评估农户参与的实际影响的局限性。相关研究多从家庭创业、理财参与和就业质量提升等方面论证区域数字经济发展促进农户增收的具体路径(赵佳佳等, 2023; 方师乐等, 2024; Zhang et al., 2024), 鲜有研究从数字治理与数字公共服务、信用水平与契约意识等层面探讨数字经济参与对农户收入的影响逻辑。

实现共同富裕目标和乡村数字经济全面发展均有赖于农户内生动力的激活和主体作用的发挥。然

^①资料来源: 魏后凯、王贵荣, 2024: 《中国农村经济形势分析与预测(2023—2024)》, 北京: 社会科学文献出版社, 第 4 页。

而，乡村数字经济中的农户参与程度和获益程度亟待提升（黄季焜等，2024）。相较于东部地区和中部地区，西部地区既是全国乡村数字经济发展的滞后地区，也是实现农户共同富裕的短板地区。近年来，西部地区乡村数字经济发展表现出较大的追赶潜力。数字经济参与能否为西部地区农户尤其是能力和资源禀赋不足的农户增收带来新契机，有待深入探讨。因此，本文拟采用四川省、重庆市和宁夏回族自治区3个省份836户农户调查数据，实证检验农户数字经济参与的增收效应与分配效应。本文可能的边际贡献在于：一是基于农业全产业链数字化转型视角，实证探讨以数字化生产、数字化供销和数字化金融表征的数字经济参与对农户收入和收入不平等的影响。二是引入赋权机制、扩能机制和增信机制，从微观层面检验农户数字经济参与的收入效应的多重作用逻辑。三是论证粮食作物和经济作物种植户数字经济参与的收入效应的规模门槛。本文研究有利于丰富乡村数字经济发展与农户共同富裕的相关理论，为加快农业全产业链数字化与培育农业领域新质生产力、持续完善数字时代农户权能结构和信用体系、促进低收入农户增收、助力西部地区乃至全国实现共同富裕提供借鉴。

二、数字经济参与对农户收入和收入不平等影响的理论分析

（一）农业产业链视角下农户数字经济参与的内涵界定

根据产业链理论，农业全产业链发展有赖于农业生产、加工、销售和服务等环节的有机联系和深度融合，同时还取决于产业链纵向各环节与要素链的横向关联。因此，农业全产业链数字化转型离不开纵向产业链各环节数字化和横向关联要素链数字化的协同推进（彭艳玲等，2022）。具体而言，以数字化种植和养殖为核心的数字化生产是改造传统农业生产方式、重塑生产要素配置结构、提高农业生产的精准化和智能化水平、改善农业产业链活力的重要驱动力；以智慧物流与网络销售为表征的数字化供销推动供应链中的信息流、物流、商流和资金流的整合和优化，为促进农产品与服务供需的精准高效匹配、加速各类生产要素有序流动和提高农业产业链韧性提供必要支撑；以数字支付、数字理财和数字信贷等为表征的数字化金融为数字化生产、数字化供销等提供高效便捷的交易服务，进而提升农业全产业链发展效能。从微观层面刻画农户数字经济参与实际情况，能够最为直观地反映乡村数字经济发展的现状。因此，本文将农户在农业生产、供销和金融等经济活动中产生的数字足迹界定为数字经济参与，包含数字化生产、数字化供销和数字化金融三个方面。

（二）数字经济参与对农户收入和收入不平等影响的理论分析

现阶段加快实现农户共同富裕的重点在于提高低收入群体的绝对收入和缩小群体收入差距（史新杰等，2022）。农村低收入群体长期在权利表达上失语、在利益寻求上失效，可行能力被剥夺，难以与精英群体等量、同质地将数字红利转化为致富机遇（方师乐等，2024）。数字经济以其高创新性、强渗透性、广覆盖性等优势，加速农村市场结构变革、生产要素配置优化，改造提升乡村传统产业，重塑公共治理与公共服务提供方式（柳毅等，2023），有利于打破农村低收入群体面临的资源与能力约束的固有格局。数字经济参与对农户收入不平等可能存在两方面的影响：一是数字经济参与存在一定的技术和能力门槛，资源禀赋较好的群体有更多机会和更强能力参与数字经济各领域活动，并将参与实践转化为增收红利，进而扩大群体间的收入差距；二是数字经济参与可以改善公共服务获得、提

高农户经营能力和创业能力等，使得资源匮乏与能力不足的低收入群体获得更高的边际效益（田艳平和向雪风，2023），从而缩小群体间的收入差距。数字经济参与预期通过赋权、扩能和增信三大机制促进农村低收入群体增收，激活后发优势，进而助力共同富裕。

1.数字经济参与影响农户收入和收入不平等的赋权机制。赋权的核心在于通过权力再分配，改变个体的无权状态和无力感，使其在基层治理参与和公共服务获取中获得更大的话语权和更多的资源利用机会，进而激发低收入群体的干事创业能动性，拓宽其增收渠道，降低其收入不平等程度。

数字经济参与有助于促进农户数字治理参与和改善其数字公共服务获取。基层治理参与和公共服务获得是彰显公民基本权利及其保障程度的两个重要方面。一方面，数字经济参与有助于促进农户的数字治理参与。乡村数字治理强调基于社交平台或专业性治理平台，构建数字技术驱动的基层政府与社会各主体之间便捷的交互机制（张岳和张博，2024）。依据新公共治理理论，现代公共治理决策强调工具理性、价值理性与制度理性的融合。数字经济参与有助于营造良好的乡村数字化氛围、提升农户数字素养和技能水平（邱泽奇和乔天宇，2021），保障农户尤其是低收入农户参与乡村数字治理的均等机会，促进其权利表达和利益维护。分领域来看，数字化生产参与可以巩固农户经济资源比较优势，强化其通过数字治理参与提升公共决策话语权和影响力的内在动机；数字化供销参与可以通过增进农户跨区域、跨组织的人际互动，帮助农户拓展商业圈层、促进阶层流动，提高其使用“乡村钉”“为村”等数字治理平台的主动性；数字化金融参与可以提高农业生产经营活动的便利性，在信用评级中考考虑农户所获得的文明家庭和模范家庭等荣誉因素或示范家庭农场和示范合作社等认证因素，促进农户对乡村公共治理活动的响应。另一方面，数字经济参与有助于促进农户均等享有数字公共服务。依据公共经济学理论，公共服务供需匹配的改善具有明显的再分配效应。数字经济参与有助于激发农户在教育、医疗、养老和就业等方面的多元需求，拓宽其公共服务获取渠道、改进其公共服务体验，保障低收入群体的权益（马九杰和高原，2024）。分领域来看，数字化生产参与可增加农户在就业创业方面的信息服务、技能培训服务等需求，提高农户获取相关公共服务的能力与概率；数字化供销参与所带来的体验感和农户获得的实际收益激发农户对高效便捷低成本公共服务的追求；数字化金融参与可以提高农户使用微信、支付宝等平台的频率，促进以金融交易为基础的各类线上公共服务的获取。

进一步地，数字治理参与和数字公共服务享有有助于促进农户增收和缓解其收入不平等。一方面，数字治理参与有助于发挥多元主体的能动性、保障基层治理决策的充分沟通协商，增强基层治理有效性，并通过规范利益分配、促进生产要素高效配置和降低制度性交易成本，拓展农户增收渠道（林海等，2023），缩小农户收入不平等。数字治理有助于打破精英群体对资源要素的垄断，促进低收入农户获取信息、表达利益诉求，提高低收入农户收入，进而改善农户的收入不平等状况（张岳和张博，2024）。另一方面，数字公共服务享有有助于增加村集体经济活力，支撑农业新业态新模式发展，助力小农户与现代农业有机衔接，实现区域经济发展和农户增收（李实和杨一心，2022）。数字公共服务均等化可以发挥社会保障功能，缩小不同群体在公共服务资源获取方面的差距，助力低收入群体人力资本的提升，打破阶层固化的藩篱，激发农户内生发展动力。综上所述，本文提出如下研究假说。

H1a: 数字经济参与可通过推动农户数字治理参与促进农户增收和缓解农户收入不平等。

H1b: 数字经济参与可通过推动农户数字公共服务享有促进农户增收和缓解农户收入不平等。

2.数字经济参与影响农户收入和收入不平等的扩能机制。扩能的关键是提高个体尤其是低收入个体从事经济活动的可行能力,强化以信息为基础的数据要素的开发利用与交易共享,提高新技术条件下农户的创业能力、生计可持续性和收入稳定性,拓宽农户收入获取渠道,进而缩小群体间收入差距。

数字经济参与有助于改善农户信息共享能力和创业能力。信息共享能力和创业能力是数字时代农户能力体系的重要组成部分。一方面,数字经济参与有助于提升农户以信息为基础的数据要素的共享能力。数字经济发展提升了数据资源的共享性和市场主体的共生性(Rong and Luo, 2023),社交类平台、媒体类平台和电商类平台的广泛应用促进信息供需匹配和流动共享(邱子迅和周亚虹, 2021)。农户数字经济参与可以促进信息来源和内容的多元化,降低信息获取成本,提高农户尤其是低收入农户的信息获取、编辑加工、价值挖掘和交易共享能力。分领域来看,数字化生产参与有助于农户获取数字技术应用的前沿信息和精准的农业生产数据,增强农户的信息搜寻和开发利用能力;数字化供销参与可以推动农户获取商圈信息,提高农户在产业链发展中的信息共享和合作共赢能力;数字化金融参与依托数字平台汇集个体背景资料、消费偏好和资金流等信息,推动农户将海量的信息转变为有价值的数字资源。另一方面,数字经济参与有助于提高农户的创业能力。数字经济发展引致农村新业态新模式不断涌现,可以激发农户利用新技术突破创业资源约束的能动性,提高农户创业概率(赵佳佳等, 2023)。数字经济参与有助于激发农户尤其是低收入农户的创业意识,通过增强农户资源获取能力和要素配置能力,促进农户创业(Yin et al., 2019; Hao and Zhang, 2024)。分领域来看,在农业生产中应用数字技术可以节约劳动力投入和监工时间,扩大农户的经营规模,激励农户投资创业;应用智慧物流和电子商务技术进行农产品销售,有助于拓展农产品销售市场、节约交易成本,扩大农业再生产;数字金融可通过提高交易便捷性、缓解融资约束、加速财富积累,助力农户创业实践。

农户信息共享能力和创业能力提升有助于促进农户增收和缓解其收入不平等。一方面,农户信息共享能力提升有助于促进数据要素与其他生产要素的融合,推动涉农数据资源助力农户增收,拓展农户增收渠道(赵佳佳等, 2023),也有助于增强农村低收入群体在数字时代的适应力、胜任力和创造力,改善资源分配,缩小不同群体在生产经营成本、信息资源利用和市场交易效率等方面的差距和由此引致的收入不平等。另一方面,创业能力提升可提高农户改善生产要素配置的积极性和创造性,推动农户扩大农业生产经营规模,拓展农户尤其是低收入农户经营性收入增长的渠道(田艳平和向雪风, 2023),进而缓解农户收入不平等。因此,本文提出如下研究假说。

H2a: 数字经济参与可通过增进农户信息共享促进农户增收和缓解农户收入不平等。

H2b: 数字经济参与可通过提高农户创业能力促进农户增收和缓解农户收入不平等。

3.数字经济参与影响农户收入和收入不平等的增信机制。增信的重点在于推动以声誉为基石的“熟人”信用向以制度为基石的契约信用转变(韩家平, 2020),并加快重塑数字时代社会信用体系的评价机制与载体依托,挖掘个体信用价值,改善农户资源可得性,助力低收入农户持续增收。

数字经济参与有助于提高农户的信用评级和增强其契约意识。基础信用和契约信用是社会信用体系建设的重要内核(刘建洲, 2011)。一方面,数字经济参与有助于完善农户尤其是低收入农户的信

用画像,提升个体的信用水平。数字经济发展使得市场交易呈现去中心化、去中介化和留痕化等特点,推动社会信用生态重构,革新金融机构信用风险管理模式,促进精准授信和信贷供需匹配(赵建和王静娴,2022)。数字经济参与所形成的数字足迹具有可视可循等特征,有利于金融机构高效获取农户的生产经营、资产负债和现金流等方面的翔实历史数据,改善个体的信用评级。分领域来看,数字化生产参与体现农户生产经营活动的类型、规模与可行能力,可在一定程度上降低金融机构对农户还款来源和还款能力的顾虑;数字化供销参与反映农户生产经营活动的流水情况和经营的灵活性,可改善金融机构对农户的信用评价;数字化金融参与中的支付、信贷和理财等行为均会产生一定的信用积分,构成金融机构对农户信用水平评定的重要依据。另一方面,数字经济参与有助于增强农户尤其是低收入农户的契约意识。数字技术的广泛运用驱动商业组织形态虚拟化与智慧化、交易活动线上化与平台化,市场主体信用的发现机制和激励约束机制也随之转型(Zhang et al., 2024)。关系契约理论指出,合约关系的建立有助于降低交易不确定性,实现双方利益最大化。数字经济参与增加农户对数字时代交易规则的感知和体验,增强其参与市场经济活动的信用意识和契约意识。分领域来看,数字化生产参与增加农户与智能设备生产企业、社会化服务组织等主体的交互频率,有助于培育农户的契约意识;数字化供销参与深化农户对各类电商交易、智慧物流服务等相关交易规则的认知,增进其对正式契约的认同感;数字金融参与中支付、信贷和理财等活动的规则与要求有助于培育农户的契约精神。

信用评级和契约意识改善有助于促进农户增收和缓解其收入不平等。一方面,信用评级改善有助于激发农户潜在信贷需求,增加信贷资金供给,缓解农户流动性约束,促进农户生产经营规模的扩大,助力农户持续增收,也可改善低收入农户的信贷可得性,增加低收入农户的就业创业机会,进而缩小农户收入不平等程度。另一方面,契约意识的形成有助于规范农村市场交易行为,增加农户市场参与的广度和深度,激发农户干事创业热情,也可推动小农户以更加多元的方式衔接现代农业发展,充分保障农户尤其是低收入农户的合法权益,进而缩小农户间的收入差距。因此,本文提出如下研究假说。

H3a: 数字经济参与可通过提高农户信用水平促进农户增收和缓解农户收入不平等。

H3b: 数字经济参与可通过增强农户契约意识促进农户增收和缓解农户收入不平等。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文数据来自作者所在研究团队于2020年在四川省、重庆市和宁夏回族自治区开展的关于数字乡村发展的实地入户调查,数据采集截止时间为2019年底。综合考虑西部地区的地理环境、国家数字乡村试点县分布、地区农业产业结构和区域数字生态情况,结合地方媒体宣传报道情况,研究团队按照分层抽样方法,选取成都市温江区、乐山市井研县、眉山市彭山区、重庆市荣昌区、重庆市永川区、石嘴山市平罗县6个数字经济发展较好的县(区),以及广安市武胜县、巴中市巴州区、吴忠市同心县3个数字经济发展一般的县(区)。研究团队在上述各县(区)按照人均地区生产总值将所有乡镇划分为4组,每组随机抽取1个乡镇,在每个样本乡镇按照人均地区生产总值将所有村庄划分为4组,每组随机抽取3~4个样本行政村,在每个样本行政村随机选取8~10户样本农户,对样本农户

的家庭财务活动决策人进行访谈。此次调查覆盖 9 个县（区）36 个乡镇 121 个行政村，共获得农户问卷 1156 份。剔除数据存在较多缺失和极端值样本后，本文的有效样本为 1113 个。基于研究主题，本文剔除 2019 年农业收入和农业支出均为 0 的样本，得到的最终样本为 836 个。

（二）变量选取与测度

1. 被解释变量。本文被解释变量包括农户人均收入和收入不平等程度。人均收入以 2019 年样本农户人均毛收入衡量^①。收入不平等程度以 Kakwani 指数测算出的样本农户人均收入不平等程度表征。Kakwani 指数具有无量纲化、归一性和尺度不变性等特性，有助于克服其他不平等衡量指数的不足（Kakwani, 1984）。Kakwani 指数的取值范围为[0, 1]，数值越大，表示农户受到的社会资源相对剥夺越严重，内部收入不平等程度越高。本文以所有样本农户作为参照群，将特定受访农户与参照群中人均收入高于特定受访农户人均收入的农户进行比较，从而计算受访样本农户的 Kakwani 指数。收入不平等程度的测度公式如（1）式所示：

$$RD_k = \frac{1}{n\mu_l} \sum_{i=k+1}^n (I_i - I_k) = \gamma_{I_k}^+ \frac{(\mu_{I_k}^+ - I_k)}{\mu_l} \quad (1)$$

（1）式中：下标 i 和 k 分别表示第 i 个和第 k 个样本农户； RD_k 为 Kakwani 指数测算出的样本农户 k 的收入不平等程度；样本总量为 n ，对应的收入向量为 I ， $I = (I_1, I_2, \dots, I_n)$ ，按人均收入升序排列； $\mu_{I_k}^+$ 是总样本中人均收入超过 I_k 的样本人均收入的均值； $\gamma_{I_k}^+$ 是总样本中人均收入超过 I_k 的样本数占样本总量 n 的比重； μ_l 是总样本的人均收入的均值。测算结果表明，样本农户人均收入为 4.96 万元，收入不平等程度的均值为 0.62。

2. 核心解释变量。本文核心解释变量为数字经济参与情况，包括数字化生产、数字化供销和数字化金融三个方面的参与行为。本文以“在生产中是否利用物联网、人工智能（如智能卷帘机、智能打药机等）、无人机（含服务购买）等数字技术改进农业生产管理过程”衡量农户数字化生产参与情况。若样本农户的回答为“是”，则数字化生产参与情况赋值为 1，否则赋值为 0。本文以“在生产和销售活动中是否采用微信、QQ 等朋友圈或京东、淘宝等电商平台销售农产品，或依托抖音、快手等网络平台直播销售农产品，或运用智能仓储设施和智慧物流设施实现生产资料和产品精细化运输和配送”衡量农户数字化供销参与情况。若样本农户的回答为“是”，则数字化供销参与情况赋值为 1；否则，赋值为 0。本文以“在生产经营活动中是否使用微信、支付宝等第三方支付，或使用蚂蚁借呗、京东白条、微粒贷、P2P 借贷平台等数字信贷产品，或使用余额宝、网上银行等购买基金、股票、债券等理财产品”衡量农户数字化金融参与情况。若样本农户的回答为“是”，则数字化金融参与情况赋值为 1；否则，赋值为 0。若样本农户对上述三个题项的回答至少包含一个“是”，则数字经济参与情况赋值为 1；否则，数字经济参与情况赋值为 0。

3. 机制变量。本文选取数字治理参与情况、数字公共服务享有情况两个变量，反映样本农户在数字时代的公共决策话语权和在公共服务享有方面的基本权利，以检验赋权机制。本文根据“有无参与

^①毛收入是指经营性收入、工资性收入、财产性收入和转移性收入之和减去生产经营费用支出。

村庄组织的远程教育学习或利用“学习强国”等党群教育平台进行在线学习”“有无通过村庄微信公众号、乡村钉等平台参与选举、投票、协商议事等有关的村务讨论活动”“有无通过村庄微信群或QQ群等社交平台参与环境卫生、集体项目等方面的民主监督以及维护个人正当权益”三个题项测度数字治理参与情况。若样本农户对上述三个题项的回答至少包含一个“是”，则数字治理参与情况赋值为1；否则，赋值为0。本文根据题项“是否参与线上就业技能培训、使用线上医疗，或线上缴纳医保费、养老保险费和水电费等”测度数字公共服务享有情况。若样本农户的回答为“是”，则数字公共服务享有情况赋值为1，否则赋值为0。

本文采用信息共享情况、农户创业情况两个变量，反映样本农户的信息共享能力和创业能力，以检验扩能机制。信息共享情况的测度题项为“浏览公众号或新闻的频率”“查看或评论朋友圈动态的频率”“线上聊天互动频率”“发朋友圈分享信息的频率”；相应的选项为从不、偶尔（每周1~2天）、有时（每周2~3天）、经常（每周4~5天）和几乎每天（每周6~7天）。若样本农户的回答是经常或几乎每天，则相应的题项的分值为1；否则，分值为0，本文加总这四个题项的分值，得到信息共享情况的赋值。本文根据题项“是否在种植养殖、农产品加工和涉农服务等领域开展创业”测度农户创业情况。若样本农户的回答为“是”，则农户创业情况赋值为1；否则，赋值为0。

本文采用信用评级情况和正式契约签订情况两个变量，反映样本农户的信用水平和契约意识，以检验增信机制。本文根据题项“金融机构是否进行过信用评级并授予信用贷款额度”测度信用评级情况。若样本农户的回答为“是”，则信用评级情况赋值为1；否则，赋值为0。本文选取农村相对具有较高适用性和普遍性的土地流转契约签订场景，以“土地流转中是否签订过书面合同”测量正式契约签订情况^①。若样本农户的回答为“是”，则正式契约签订情况赋值为1；否则，赋值为0。

4. 门槛变量。本文的门槛变量包括粮食作物种植规模和经济作物种植规模。这两个变量分别是样本农户粮食作物种植规模和样本农户经济作物种植规模，均值分别为18.30亩和71.77亩。

5. 控制变量。本文从家庭财务决策人个体特征、家庭特征和村庄特征三个方面选取控制变量，具体见表1。此外，本文还控制了省份虚拟变量。

上述变量的定义、赋值与描述性统计结果如表1所示。

表1 变量定义、赋值与描述性统计结果

变量名称	变量定义	均值	标准差
人均收入	受访农户2019年的人均毛收入（万元）	4.96	8.07
收入不平等程度	受访农户2019年人均毛收入的不平等程度，以Kakwani指数进行测算	0.62	0.24
数字经济参与情况	存在数字化生产、数字化供销或数字化金融活动的参与行为：是=1，否=0	0.77	0.42
数字化生产参与情况	在生产中是否利用物联网、人工智能（如智能卷帘机、智能打药机等）、无人机（含服务购买）等数字技术改进农业生产管理过程：是=1，否=0	0.16	0.37

^①农户可能签订契约的交易活动主要包括订单生产、农超对接、集体资产交易、土地流转和代理电商物流服务点等。其中，签订土地流转契约的现象最普遍，更能体现契约形式选择的自主性。

表1 (续)

数字化供销参与情况	在生产和销售活动中是否采用微信、QQ等朋友圈或京东、淘宝等电商平台销售农产品,或依托抖音、快手等网络平台直播销售农产品,或运用智能仓储设施和智慧物流设施实现生产资料和产品精细化运输和配送:是=1,否=0	0.41	0.49
数字化金融参与情况	在生产经营活动中是否使用微信、支付宝等第三方支付,或使用蚂蚁借呗、京东白条、微粒贷、P2P借贷平台等数字信贷产品,或使用余额宝、网上银行等购买基金、股票、债券等理财产品:是=1,否=0	0.72	0.45
数字治理参与情况	是否参与线上的教育学习、线上村务讨论活动,或通过线上渠道参与村庄事务民主监督以及维护个人正当权益:是=1,否=0	0.20	0.40
数字公共服务享有情况	是否参与线上就业技能培训、使用线上医疗,或线上缴纳医保费、养老保险费和水电费等:是=1,否=0	0.59	0.49
信息共享情况	“浏览公众号或新闻的频率”“查看或评论朋友圈动态的频率”“线上聊天互动频率”“发朋友圈分享信息的频率”四个题项分值的和	2.70	1.52
农户创业情况	是否在种植养殖、农产品加工和涉农服务等领域开展创业:是=1,否=0	0.31	0.46
信用评级情况	金融机构是否进行过信用评级并授予信用贷款额度:是=1,否=0	0.17	0.37
正式契约签订情况	土地流转中是否签订过书面合同:是=1,否=0	0.67	0.47
粮食作物种植规模	粮食作物种植规模(亩)	18.30	60.57
经济作物种植规模	经济作物种植规模(亩)	71.77	307.58
决策者年龄	受访家庭财务决策人的年龄(岁)	48.30	11.63
决策者受教育程度	受访家庭财务决策人的受教育程度:初中以上=1,初中及以下=0	0.23	0.42
决策者政治面貌	受访家庭财务决策人是否为党员:党员=1,非党员=0	0.14	0.35
决策者微信好友数	受访家庭财务决策人经常联系的微信好友数(人)	39.47	83.87
非农就业占比	家庭非农劳动力数量占家庭劳动力总数的比重	0.29	0.30
家庭抚养比	65岁以上老年人和14岁以下儿童数量之和与家庭劳动力数量的比值	0.71	0.69
家庭社会关系	自己家人或亲戚供职于政府、银行等金融机构的人数(人)	0.38	0.70
村庄到乡镇距离	村庄到乡镇政府的直线距离(千米)	4.20	2.93
村庄新型农业经营主体数量	村庄农民专业合作社和家庭农场数量(家)	6.44	11.70
村庄经济发展水平	村庄2019年人均纯收入(万元)	1.30	0.65
村庄微信群建立情况	村庄有无面向全体村民的微信群:是=1,否=0	0.81	0.39
村庄微信公众号建立情况	村庄是否有微信公众号:是=1,否=0	0.16	0.37
村庄信用水平	村庄是否被地方政府或金融机构评定为信用村:是=1,否=0	0.55	0.50
省份虚拟变量	样本农户是否居住在重庆市:是=1,否=0	0.18	0.38
	样本农户是否居住在四川省:是=1,否=0	0.32	0.47
	样本农户是否居住在宁夏回族自治区:是=1,否=0	0.50	0.50

注:①存在土地流转的样本农户共计324户,其中,签订书面合同的样本农户占比为67%;②人均收入在后文回归中取对数;③信用村的评定标准一般包括信用户占比、不良贷款率、金融基础设施水平和乡风文明程度等。

(三) 计量模型设定

1. 基准回归模型。为估计数字经济参与对农户收入和收入不平等的影响,本文构建如下模型:

$$Y_{ji} = \alpha_0 DE_{mi} + \beta_0 X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

(2) 式中: Y_{ji} 为本文的被解释变量, j 取值 1 和 2, Y_{1i} 表示农户 i 的人均收入, Y_{2i} 表示农户 i 的收入不平等程度; DE_{mi} 为本文的核心解释变量, m 取值 1、2、3 和 4, DE_{1i} 表示农户 i 的数字经济参与情况, DE_{2i} 表示农户 i 的数字化生产参与情况, DE_{3i} 表示农户 i 的数字化供销参与情况, DE_{4i} 表示农户 i 的数字化金融参与情况; X_i 为反映家庭财务决策人个体特征、家庭特征、村庄特征和区域特征的控制变量; α_0 、 β_0 为待估系数; ε_i 为随机扰动项。

2. 机制检验模型。依据江艇 (2022) 的研究, 本文检验核心解释变量对机制变量的影响。具体模型如下:

$$M_{ni} = \gamma_1 DE_{mi} + \gamma_2 X_i + \mu_i \quad (3)$$

(3) 式中: M_{ni} 为机制变量, n 取值 1、2、3、4、5 和 6, M_{1i} 表示数字治理参与情况, M_{2i} 表示数字公共服务享有情况, M_{3i} 表示信息共享情况, M_{4i} 表示农户创业情况, M_{5i} 表示信用评级情况, M_{6i} 表示正式契约签订情况; γ_1 、 γ_2 为待估参数; μ_i 为随机扰动项; 其余变量含义同 (2) 式。

3. 门槛回归模型。为揭示数字经济参与对农户收入和收入不平等影响的非线性特征, 本文以粮食作物种植规模和经济作物种植规模为门槛变量, 采用门限回归模型进行估计, 构建如下模型:

$$Y_{ji} = \varphi_0 + \alpha_1 DE_{mi} \Phi(LS_{hi} \leq \theta_s) + \alpha_2 DE_{mi} \Phi(\theta_s < LS_{hi} \leq \theta_t) + \alpha_3 DE_{mi} \Phi(LS_{hi} > \theta_t) + \beta_1 X_i + \tau_i \quad (4)$$

(4) 式中: $\Phi(\cdot)$ 是指示函数, 满足括号中条件时取值为 1, 否则取值为 0; LS_{hi} 表示门槛变量, h 取值 1 和 2, LS_{1i} 表示粮食作物种植规模, LS_{2i} 表示经济作物种植规模; θ_s 、 θ_t 表示门限值, s 、 t 为门限出现次序; τ_i 为随机误差项, φ_0 为常数项; α_1 、 α_2 、 α_3 和 β_1 为待估参数; 其余变量含义同 (2) 式。

四、农户数字经济参与的收入效应检验结果分析

(一) 数字经济参与对农户收入和收入不平等影响的基准回归结果

1. 基准回归结果。表 2 汇报了数字经济参与对农户收入和收入不平等影响的基准回归结果。根据方程 1、方程 2、方程 3 和方程 4 的估计结果, 数字经济参与情况、数字化生产参与情况、数字化供销参与情况和数字化金融参与情况均在 1% 的统计水平上对农户人均收入存在显著的正向影响。根据方程 5、方程 6、方程 7 和方程 8 的估计结果, 数字经济参与情况、数字化生产参与情况、数字化供销参与情况和数字化金融参与情况均在 1% 的统计水平上对农户收入不平等程度存在显著的负向影响。以方程 1 和方程 5 的估计结果为例, 相较于未参与数字经济活动的农户, 数字经济参与使农户人均收入平均增加 66.20%, 使农户收入不平等程度平均降低 0.122。这表明, 农户在数字化生产、数字化供销和数字化金融三个方面活动的参与均显著提高了农户收入水平和缓解了农户收入不平等, 数字经济参与所带来的农户公共服务可得性改善、可行能力提升与要素配置优化, 推动农户迈向共同富裕。

此外, 决策者受教育程度、决策者微信好友数、家庭社会关系、村庄信用水平对农户人均收入产生显著正向影响, 对农户收入不平等程度产生显著负向影响; 而家庭抚养比、村庄到乡镇距离对农

户人均收入产生显著负向影响，对农户收入不平等程度产生显著正向影响。

表2 数字经济参与对农户收入和收入不平等影响的基准回归结果

变量	人均收入				收入不平等程度			
	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5	方程6	方程7	方程8
数字经济参与情况	0.662*** (0.103)				-0.122*** (0.017)			
数字化生产参与情况		0.635*** (0.120)				-0.136*** (0.024)		
数字化供销参与情况			0.404*** (0.087)				-0.076*** (0.017)	
数字化金融参与情况				0.702*** (0.101)				-0.130*** (0.018)
决策者年龄	0.005 (0.004)	-0.004 (0.004)	-0.001 (0.004)	0.008* (0.004)	-0.000 (0.001)	0.001* (0.001)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
决策者受教育程度	0.536*** (0.114)	0.464*** (0.113)	0.521*** (0.115)	0.524*** (0.114)	-0.105*** (0.023)	-0.089*** (0.023)	-0.102*** (0.023)	-0.102*** (0.023)
决策者政治面貌	0.018 (0.139)	0.084 (0.138)	0.059 (0.140)	0.017 (0.140)	-0.006 (0.028)	-0.018 (0.028)	-0.013 (0.028)	-0.006 (0.028)
决策者微信好友数	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
非农就业占比	-0.025 (0.138)	-0.023 (0.136)	0.032 (0.140)	-0.091 (0.137)	0.033 (0.026)	0.031 (0.026)	0.022 (0.027)	0.046* (0.026)
家庭抚养比	-0.182*** (0.060)	-0.194*** (0.062)	-0.206*** (0.061)	-0.172*** (0.058)	0.035*** (0.011)	0.037*** (0.011)	0.040*** (0.011)	0.033*** (0.011)
家庭社会关系	0.120** (0.055)	0.116* (0.054)	0.129** (0.056)	0.111** (0.055)	-0.025** (0.011)	-0.023** (0.011)	-0.026** (0.011)	-0.023** (0.011)
村庄到乡镇距离	-0.030** (0.013)	-0.018 (0.013)	-0.024* (0.013)	-0.033** (0.013)	0.007*** (0.002)	0.004* (0.002)	0.006** (0.002)	0.007*** (0.002)
村庄新型农业经营主体数量	0.003 (0.005)	0.002 (0.005)	0.003 (0.005)	0.003 (0.005)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
村庄经济发展水平	0.092* (0.055)	0.095* (0.055)	0.077 (0.057)	0.097* (0.056)	-0.014 (0.011)	-0.014 (0.011)	-0.011 (0.011)	-0.015 (0.011)
村庄微信群建立情况	-0.073 (0.111)	-0.202* (0.110)	-0.110 (0.109)	-0.055 (0.110)	0.026 (0.021)	0.052** (0.021)	0.033 (0.021)	0.023 (0.021)
村庄微信公众号建立情况	0.070 (0.114)	0.115 (0.112)	0.102 (0.115)	0.045 (0.114)	-0.014 (0.022)	-0.024 (0.022)	-0.020 (0.023)	-0.009 (0.022)
村庄信用水平	0.135* (0.081)	0.186* (0.080)	0.196** (0.081)	0.148* (0.081)	-0.028* (0.015)	-0.037** (0.015)	-0.039*** (0.015)	-0.031** (0.015)

表2 (续)

省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
F 值	15.393***	13.336***	13.820***	16.118***	17.244***	15.372***	15.554***	18.029***
R ²	0.222	0.218	0.207	0.229	0.256	0.262	0.243	0.262
样本量	836	836	836	836	836	836	836	836

注: ①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平; ②括号中数值为稳健标准误。

2.工具变量法估计。考虑到遗漏变量、变量测量偏差和反向因果关系等可能导致潜在的内生性问题,本文采用工具变量法进行估计。参考 Kolko (2012) 的研究,本文选取村庄平均海拔^①作为工具变量。理论上,村庄平均海拔越高,村庄的网络通信设施和物流设施建设成本与维护成本、农业社会化服务成本等越高,越会制约数字技术在农业生产、销售、物流和服务等环节的渗透以及农户参与乡村数字经济活动,满足相关性假定。由于村庄平均海拔可能通过村庄交通情况、现代农业发展情况、村庄经济发展水平等因素影响农户收入,本文还控制了村庄到乡镇距离、村庄新型农业经营主体数量、村庄经济发展水平等变量。因此,村庄平均海拔具有外生性,下文将对此进行检验。

表 3 汇报了数字经济参与对农户收入和收入不平等影响的工具变量法估计结果。根据 Kleibergen-Paap rk LM 统计量,拒绝工具变量识别不足的原假设。Durbin-Wu-Hausman (简称“DWH”) 检验结果表明,拒绝核心解释变量为外生变量的原假设。第一阶段 F 值均大于 10,这说明,本文选择的工具变量是合理的。另外,借鉴秦芳等 (2022) 的做法,本文同时引入村庄平均海拔和核心解释变量进行回归,所得估计结果^②显示,村庄平均海拔对农户收入不平等程度的影响不显著;以家庭总收入^③和以家庭总收入计算的收入不平等程度分别替换人均收入和收入不平等程度,同时引入村庄平均海拔和核心解释变量进行回归,所得估计结果^④显示,村庄平均海拔对农户家庭总收入和总收入不平等程度的影响均不显著。上述估计结果证实了村庄平均海拔的外生性。根据工具变量法第二阶段估计结果 (见表 3),核心解释变量均在 5%的统计水平上显著促进农户增收,降低农户内部的收入不平等程度。综上可知,农户参与数字经济活动产生显著的共富效应。

表 3 数字经济参与对农户收入和收入不平等影响的工具变量法第二阶段估计结果

变量	人均收入				收入不平等程度			
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6	方程 7	方程 8
数字经济参与情况	1.898** (0.778)				-0.350** (0.151)			
数字化生产参与情况		1.941** (0.791)				-0.358** (0.149)		

^①课题组使用奥维互动地图 App,通过逐一输入行政村名称的方式采集得到村庄平均海拔数据,并做对数化处理。

^②因篇幅所限,可登录《中国农村经济》网站查看本文附录的附表 1。

^③家庭总收入是指家庭所有成员 (属于同一户籍且共同生活) 的经营性收入、工资性收入、财产性收入和转移性收入之和。

^④因篇幅所限,可登录《中国农村经济》网站查看本文附录的附表 2。

表3 (续)

数字化供销参与情况	2.024** (0.943)				-0.374** (0.180)			
数字化金融参与情况	2.256** (0.930)				-0.416** (0.180)			
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
第一阶段 F 值	21.878	14.596	11.318	15.453	21.878	14.596	11.318	15.453
Kleibergen-Paap rk	20.373***	14.849***	10.337***	14.812***	20.373***	14.849***	10.337***	14.812***
LM 统计量								
DWH 检验统计量	3.104*	3.291*	4.553**	3.475*	2.957*	2.708*	4.292**	3.300*
样本量	836	836	836	836	836	836	836	836

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号中数值为稳健标准误；③控制变量同表 2。

(二) 稳健性检验

1. 替换核心解释变量。农户使用数字支付的比重较高可能导致数字化金融参与情况和数字经济参与情况的均值较大，因此，本文剔除数字支付的相关题项，重新测度数字化金融参与情况和数字经济参与情况；剔除数字化金融参与情况的相关题项，重新测度数字经济参与情况。剔除数字支付的相关题项后，农户存在数字金融参与活动和数字经济参与活动的比例分别为 16.99%和 51.79%；剔除数字化金融参与情况后，农户存在数字经济参与活动的比例为 47.72%。本文分别以新测算的核心解释变量替换原有核心解释变量，重新进行回归的估计结果^①与表 3 基本一致，说明前述研究结论具有稳健性。

本文引入数字化消费情况，重新测度核心解释变量。本文根据题项“有无通过京东、天猫、淘宝、拼多多等电商平台或微信朋友圈购买农产品”衡量数字化消费情况。若样本农户的回答为“是”，则数字化消费情况赋值为 1；否则，赋值为 0。若样本农户至少参与数字化生产、数字化供销、数字化金融和数字化消费四个方面活动中的一项，则数字经济参与情况赋值为 1；否则，赋值为 0。统计显示，样本农户存在数字化消费活动的比例为 22.01%，引入数字化消费情况变量后，样本农户存在数字经济参与活动的比例为 77.51%。新的估计结果^②与表 3 基本一致，说明前述研究结论具有稳健性。

2. 更换工具变量和估计方法。本文分别采用村庄到杭州市的球面距离（取对数）和村庄所在县域是否为国家数字乡村试点地区（是=1，否=0）作为新的工具变量，分别命名为“到杭州球面距离”和“国家数字乡村试点情况”，替换原有工具变量。理论上，数字经济发展具有以中心城市为核心向全国辐射扩散的典型特征，村庄到杭州市的球面距离与本地区的数字经济发展具有较强相关性，但该距离对个体的社会经济活动及其结果而言是外生的。国家数字乡村试点地区为农户参与数字经济活动提供了较好的政策支持和环境保障，但数字乡村试点并不通过数字经济参与之外的因素影响农户收入。

^①因篇幅所限，可登录《中国农村经济》网站查看本文附录的附表 3。

^②因篇幅所限，可登录《中国农村经济》网站查看本文附录的附表 4。

本文采用条件混合估计方法重新进行估计，估计结果^①与表3基本一致，证实前述研究结论是稳健的。

3.考虑基期收入水平。为进一步验证数字经济参与对农户收入的影响，本文以2018年样本农户人均收入为基期人均收入，分别生成核心解释变量与基期人均收入的交互项，将其代入(2)式重新进行回归。估计结果^②显示，所有交互项均至少在10%的统计水平上显著，且系数为负。这表明，数字经济参与对基期收入低的样本农户的增收效应更大，为缺少机会和可行能力不足的低收入农户迈向共同富裕提供了契机，也进一步证实了前述研究结论的稳健性。

(三) 数字经济参与对农户收入和收入不平等影响的作用机制检验

1.数字经济参与影响农户收入和收入不平等的赋权机制检验。由表4可知，数字经济参与情况、数字化生产参与情况、数字化供销参与情况和数字化金融参与情况均在1%的统计水平上对农户数字治理参与情况有显著的正向影响，且均在1%的统计水平上对农户数字公共服务享有情况有显著正向影响。进一步的检验结果^③表明，数字治理参与情况对农户人均收入和收入不平等程度的影响不显著，数字公共服务享有情况对农户人均收入和收入不平等程度的影响分别至少在10%的统计水平上显著和在5%的统计水平上显著。因此，农户数字经济参与助力共同富裕的数字治理参与路径未得到证实，数字公共服务享有路径得到证实，即H1b得到验证。这表明，农户参与数字化生产、数字化供销和数字化金融活动，可激发其参与乡村数字治理的积极性与能动性，但现阶段的数字治理还不成熟，农户数字治理参与的增收效应不明显。同时，农户数字经济参与可有效拓展农户享有就业、医疗和社会保障等方面基本公共服务的渠道，推动公共服务均等化和享有便捷化，增加农户尤其是低收入农户的发展机会，提高其内生发展动力，促进农户增收和降低农户收入不平等程度。

表4 数字经济参与影响农户收入和收入不平等的赋权机制检验结果

变量	数字治理参与情况				数字公共服务享有情况			
	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5	方程6	方程7	方程8
数字经济参与情况	0.649*** (0.203)				1.315*** (0.148)			
数字化生产参与情况		0.383*** (0.147)				0.606*** (0.155)		
数字化供销参与情况			0.340*** (0.121)				0.587*** (0.109)	
数字化金融参与情况				0.717*** (0.189)				1.436*** (0.139)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

^①因篇幅所限，可登录《中国农村经济》网站查看本文附录的附表5。

^②因篇幅所限，可登录《中国农村经济》网站查看本文附录的附表6。

^③因篇幅所限，可登录《中国农村经济》网站查看本文附录的附表7和附表8。

表 4 (续)

LR 统计量	221.607***	216.774***	218.030***	225.972***	356.150***	285.153***	298.364***	385.469***
调整后 R ²	0.267	0.261	0.263	0.272	0.315	0.252	0.264	0.341
样本量	836	836	836	836	836	836	836	836

注: ①***表示 1% 的显著性水平; ②括号中数值为稳健标准误; ③控制变量同表 2; ④均采用 Probit 模型进行估计。

2. 数字经济参与影响农户收入和收入不平等的扩能机制检验。由表 5 可知, 核心解释变量均在 1% 的统计水平上显著提高农户的信息共享水平, 并在 1% 的统计水平上显著推动农户创业。进一步的检验结果^①表明, 信息共享情况对农户人均收入和收入不平等程度的影响均至少在 5% 的统计水平上显著, 农户创业情况对农户人均收入和收入不平等程度的影响均在 1% 的统计水平上显著。这表明, 农户参与数字化生产、数字化供销、数字化金融活动, 既有助于提升其信息开发与共享能力, 为降低生产经营成本、提高经营效益和促进农户持续增收提供重要支撑, 也有利于提高农户对新技术的接受度, 改善其资源获取能力和要素配置能力, 激发农户投资创业的积极性, 进而促进农户增收和缓解农户收入不平等。综上所述, H2a 和 H2b 得到验证。

表 5 数字经济参与影响农户收入和收入不平等的扩能机制检验结果

变量	信息共享情况				农户创业情况			
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6	方程 7	方程 8
数字经济参与情况	1.841*** (0.123)				1.183*** (0.198)			
数字化生产参与情况		0.305*** (0.112)				0.799*** (0.162)		
数字化供销参与情况			0.631*** (0.086)				0.485*** (0.127)	
数字化金融参与情况				2.082*** (0.115)				1.221*** (0.191)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
F 值	95.849***	38.306***	46.702***	108.778**				
LR 统计量					466.898**	451.103**	440.668**	472.572**
R ²	0.576	0.394	0.424	0.641				
调整后 R ²					0.453	0.437	0.427	0.458
样本量	836	836	836	836	836	836	836	836

注: ①***表示 1% 的显著性水平; ②括号中数值为稳健标准误; ③控制变量同表 2; ④前 4 个方程采用 OLS 方法进行估计, 后 4 个方程采用 Probit 模型进行估计。

3. 数字经济参与影响农户收入和收入不平等的增信机制检验。由表 6 可知, 除数字化供销参与情况外, 其他核心解释变量均在 1% 的统计水平上显著改善了农户信用评级情况, 且至少在 5% 的统计

^①因篇幅所限, 可登录《中国农村经济》网站查看本文附录的附表 9 和附表 10。

水平上显著推动农户签订正式契约。进一步的检验结果^①表明,信用评级情况和正式契约签订情况对农户人均收入和收入不平等程度的影响均在1%的统计水平上显著。这表明:一方面,数字经济参与能够依托数字足迹促进农户信用信息的呈现和归集,提高金融机构客户画像的精准性,降低农户信用评级的难度,有利于改善其信贷可得性,进而产生共富效应;另一方面,正式契约在规范交易行为、保障农户尤其是低收入农户权益、激发投资热情等方面发挥积极作用,有助于生产经营活动有序进行,进而促进农户收入增长和缓解农户收入不平等。因此,H3a和H3b得到验证。

表6 数字经济参与影响农户收入和收入不平等的增信机制检验结果

变量	信用评级情况				正式契约签订情况			
	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5	方程6	方程7	方程8
数字经济参与情况	0.729*** (0.191)				1.263*** (0.398)			
数字化生产参与情况		0.453*** (0.137)				0.579** (0.247)		
数字化供销参与情况			0.151 (0.116)				0.126 (0.203)	
数字化金融参与情况				0.807*** (0.178)				1.135*** (0.313)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
LR 统计量	82.458***	76.727***	67.611***	88.789***	190.082***	184.331***	178.934***	192.825***
调整后 R ²	0.110	0.102	0.090	0.119	0.464	0.450	0.437	0.471
样本量	836	836	836	836	324	324	324	324

注:①***和**分别表示1%和5%的显著性水平;②括号中数值为稳健标准误;③控制变量同表2;④表中方程均采用Probit模型进行估计。

(四) 数字经济参与对农户收入和收入不平等的群体异质性影响

鉴于不同乡村数字经济发展的基础与条件、不同群体数字经济参与的能力和禀赋等方面存在差异,本文进一步探讨数字经济参与对农户收入和收入不平等的群体异质性影响。

家庭财务决策人是家庭经济活动的决策者,其数字素养水平与农户数字经济参与及其效果密切相关。数字素养水平的测度题项为:“是否会使用智能手机的基础功能”“是否会对电脑的简单应用进行正确操作”“是否会使用微信的基础功能(如即时通信、微信支付、公众号等)”“是否会使用朋友圈功能”“是否能熟练参与线上互动”“是否能熟练编辑分享视频”。若样本农户的回答是“是”,则相应题项分值为1;否则,分值为0。本文加总这六个题项的分值,得到数字素养水平变量的赋值。本文将数字素养水平、数字经济参与情况及其交互项纳入(2)式,重新进行回归,具体估计结果如表7方程1和方程4所示。根据表7方程1和方程4的估计结果,数字经济参与情况和数字素养水平的

^①因篇幅所限,可登录《中国农村经济》网站查看本文附录的附表11和附表12。

交互项至少在 5% 的统计水平上显著, 且系数分别为 0.125 和 -0.026。这说明, 家庭财务决策人的数字素养水平越高, 农户数字经济参与的收入增长效应和收入不平等缓解效应越大。

乡村精英身份可通过“身份标签”影响农户的社会偏好、期望、信念和内在规范, 进而影响其行为决策。本文根据题项“是不是经济能人或村干部”定义乡村精英身份变量。若样本农户的回答为“是”, 则乡村精英身份变量赋值为 1; 否则, 赋值为 0。本文将乡村精英身份、数字经济参与情况及其交互项纳入 (2) 式, 重新进行回归, 估计结果如表 7 方程 2 和方程 5 所示。由表 7 方程 2 和方程 5 的估计结果可知, 数字经济参与情况和乡村精英身份的交互项至少在 5% 的统计水平上显著, 且系数分别为 0.457 和 -0.096。这表明, 乡村精英群体在参与数字经济活动过程中能够更加充分地发挥政治资源、经济资源和社会关系等方面的优势, 提高资源配置效率, 增加自身收入并降低收入不平等程度。

村庄劳动力流动情况是影响乡村数字经济发展的的重要因素。本文根据村庄外出务工时间超过 3 个月的劳动力数量占村庄全部劳动力数量的比重, 衡量村庄劳动力流动情况变量。本文将村庄劳动力流动情况和数字经济参与情况的交互项纳入 (2) 式, 重新进行回归, 估计结果如表 7 方程 3 和方程 6 所示。根据表 7 方程 3 和方程 6 的估计结果, 数字经济参与情况和村庄劳动力流动情况的交互项均在 10% 的统计水平上显著, 且系数分别是 0.007 和 -0.001。这表明, 村庄劳动力流动越多, 村庄的信息通达度越高、资源要素流动性越强, 越有助于引入新理念新技术, 提高农户数字经济参与的获益程度。

表 7 数字经济参与对农户收入和收入不平等的群体异质性影响检验结果

变量	人均收入			收入不平等程度		
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
数字经济参与情况	-0.017 (0.189)	0.469*** (0.106)	0.404** (0.168)	0.014 (0.034)	-0.083*** (0.018)	-0.077*** (0.029)
数字素养水平	0.063 (0.039)			-0.010 (0.007)		
数字经济参与情况× 数字素养水平	0.125** (0.052)			-0.026*** (0.009)		
乡村精英身份		0.129 (0.208)			-0.018 (0.032)	
数字经济参与情况× 乡村精英身份		0.457** (0.225)			-0.096*** (0.037)	
村庄劳动力流动情况			-0.001 (0.003)			0.000 (0.001)
数字经济参与情况× 村庄劳动力流动情况			0.007* (0.004)			-0.001* (0.001)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
F 值	15.332***	15.174***	13.803***	17.388***	16.874***	15.598***

表7 (续)

R ²	0.241	0.247	0.227	0.275	0.281	0.259
样本量	836	836	836	836	836	836

注: ①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平; ②括号中数值为稳健标准误; ③控制变量同表 2。

(五) 数字经济参与影响农户收入和收入不平等的门槛效应检验

由于农户数字经济参与积极性、预期福利与农业经营规模密切相关, 本文以经济作物种植规模和粮食作物种植规模为门槛变量, 检验数字经济参与影响农户收入和收入不平等的门槛效应, 具体估计结果如表 8 所示。表 8 方程 1 和方程 2 的估计结果显示, 对种植粮食作物的样本农户而言, 数字经济参与情况对农户人均收入和收入不平等程度的影响存在基于粮食作物种植规模的双重门槛效应, 门槛值分别为 40 亩和 200 亩。数字经济参与情况对农户人均收入和收入不平等程度的影响随着粮食作物种植规模的增加而逐渐增强, 尤其当粮食作物种植规模大于 200 亩时, 数字经济参与的共富效应最大。

表 8 方程 3 和方程 4 的估计结果显示, 对种植经济作物的样本农户而言, 数字经济参与情况对农户人均收入和收入不平等程度的影响存在基于经济作物种植规模的双重门槛效应, 门槛值分别为 22 亩和 270 亩。数字经济参与情况对农户人均收入和收入不平等程度的影响随着经济作物种植规模的增加而逐渐增强, 尤其当经济作物种植规模大于 270 亩时, 数字经济参与的共富效应最大。

表 8 数字经济参与影响农户收入和收入不平等的门槛效应检验结果: 基于作物种植规模

变量	种植粮食作物样本农户		种植经济作物样本农户	
	人均收入	收入不平等程度	人均收入	收入不平等程度
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4
数字经济参与情况 (粮食作物种植规模 < 40)	0.132*	-0.028*		
	(0.075)	(0.016)		
数字经济参与情况 (40 ≤ 粮食作物种植规模 < 200)	0.624***	-0.132***		
	(0.123)	(0.026)		
数字经济参与情况 (粮食作物种植规模 ≥ 200)	1.471***	-0.309***		
	(0.183)	(0.038)		
数字经济参与情况 (经济作物种植规模 < 22)			0.157	-0.030
			(0.327)	(0.068)
数字经济参与情况 (22 ≤ 经济作物种植规模 < 270)			1.110***	-0.231***
			(0.279)	(0.059)
数字经济参与情况 (经济作物种植规模 ≥ 270)			2.059***	-0.431***
			(0.31)	(0.065)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
样本量	452	452	211	211

注: ①门槛效应检验剔除了仅从事养殖的样本 (87 个) 和同时种植粮食作物和经济作物的样本 (86 个), 最终得到样本量为 663 个; ②***和*分别表示 1%和 10%的显著性水平; ③括号中数值为稳健标准误; ④控制变量同表 2。

五、研究结论与政策启示

本文采用四川省、重庆市和宁夏回族自治区农户调查数据，实证检验西部地区数字经济参与对农户收入和收入不平等的影响及其作用机制。研究表明：数字经济参与显著促进农户增收并缓解农户收入不平等，凸显乡村数字经济发展的共富效应；农户数字经济参与通过赋权机制、扩能机制和增信机制影响农户人均收入和收入不平等。对于财务决策人数字素养水平高、具有乡村精英身份、在劳动力流动较多村庄的农户，数字经济参与的共富效应更大。研究进一步发现：数字经济参与对粮食作物种植农户和经济作物种植农户的人均收入和收入不平等的影响存在基于作物种植规模的双重门槛效应。

为加快农业全产业链数字化转型、以乡村数字经济高质量发展助力西部地区乃至全国农户共同富裕，本文提出以下政策启示。一是深入实施农业全产业链数字化创新发展工程，健全联农带农机制。完善各类数字平台的建设与运营机制，加快推进农业生产、管理与服务的智慧化改造，创新智慧农业技术的推广体系。二是构建乡村产业数字化与治理数字化协同发展的政策支持体系，赋予农户更加充分的发展权益。着力推进各类平台的功能整合、技术共享与资金统筹配置，加快基层治理与公共服务的数字化变革，不断提升农户参与基层治理的话语权和公共服务享有权。三是健全涉农数据共享机制，鼓励引导新业态新领域的就业创业，推进数字时代农户多元能力体系建设。统筹实施农户数字素养教育培训提档升级行动和面向新业态新领域的创业孵化专项行动，着力改善农户数据要素开发利用能力和数字时代的创业创新能力。四是优化数字时代的乡村社会信用评价体系和市场交易机制，加强对农户信用的多重价值挖掘。加快建设域内共享的涉农信用信息平台，依托大数据技术，推进农村数字化信用体系构建。完善乡村市场的契约制度，促进各类市场交易活动规范化有序化。五是增强乡村数字经济发展的群体和区域包容性。在人才培育、资金支持、技术引进等方面，加大对数字素养水平偏低、家庭劳动力质量不高和非乡村精英群体等弱势群体和相对封闭村庄的政策倾斜力度。

参考文献

- 1.方师乐、韩诗卉、徐欣南，2024：《电商发展与农村共同富裕》，《数量经济技术经济研究》第2期，第89-108页。
- 2.韩家平，2020：《数字时代的交易模式与信用体系》，《首都师范大学学报（社会科学版）》第4期，第59-66页。
- 3.韩旭东、刘闯、刘合光，2023：《农业全链条数字化助推乡村产业转型的理论逻辑与实践路径》，《改革》第3期，第121-132页。
- 4.黄季焜、苏岚岚、王悦，2024：《数字技术促进农业农村发展：机遇、挑战和推进思路》，《中国农村经济》第1期，第21-40页。
- 5.黄庆华、潘婷、时培豪，2023：《数字经济对城乡居民收入差距的影响及其作用机制》，《改革》第4期，第53-69页。
- 6.江艇，2022：《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》，《中国工业经济》第5期，第100-120页。
- 7.李实、杨一心，2022：《面向共同富裕的基本公共服务均等化：行动逻辑与路径选择》，《中国工业经济》第2期，第27-41页。
- 8.林海、赵路彝、胡雅淇，2023：《数字乡村建设是否能够推动革命老区共同富裕》，《中国农村经济》第5期，

第 81-102 页。

- 9.刘建洲, 2011: 《社会信用体系建设: 内涵、模式与路径选择》, 《中共中央党校学报》第 3 期, 第 50-53 页。
- 10.刘培林、钱滔、黄先海、董雪兵, 2021: 《共同富裕的内涵、实现路径与测度方法》, 《管理世界》第 8 期, 第 117-129 页。
- 11.刘任、眭鑫、王文涛, 2022: 《互联网使用对农户收入差距影响研究——基于 CGSS 数据的实证分析》, 《重庆大学学报(社会科学版)》第 6 期, 第 79-95 页。
- 12.刘守英、李昊泽, 2023: 《权利开放与农民的共同富裕》, 《学术月刊》第 8 期, 第 41-60 页。
- 13.柳毅、赵轩、毛峰, 2023: 《数字经济驱动共同富裕的发展动力与空间溢出效应研究——基于长三角面板数据和空间杜宾模型》, 《中国软科学》第 4 期, 第 98-108 页。
- 14.马九杰、高原, 2024: 《数字技术助力乡村公共服务普惠供给与城乡公共服务均等化》, 《中央民族大学学报(哲学社会科学版)》第 1 期, 第 113-122 页。
- 15.彭刚、杨德林、杨琳, 2023: 《中国市域尺度共同富裕水平格局及其影响因素》, 《经济地理》第 1 期, 第 44-54 页。
- 16.彭艳玲、周红利、苏岚岚, 2022: 《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》, 《中国农村经济》第 10 期, 第 59-81 页。
- 17.秦芳、王剑程、胥芹, 2022: 《数字经济如何促进农户增收? ——来自农村电商发展的证据》, 《经济学(季刊)》第 2 期, 第 591-612 页。
- 18.邱泽奇、乔天宇, 2021: 《电商技术变革与农户共同发展》, 《中国社会科学》第 10 期, 第 145-166 页。
- 19.邱子迅、周亚虹, 2021: 《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》, 《中国农村经济》第 4 期, 第 36-52 页。
- 20.史新杰、李实、陈天之、方师乐, 2022: 《机会公平视角的共同富裕——来自低收入群体的实证研究》, 《经济研究》第 9 期, 第 99-115 页。
- 21.田艳平、向雪风, 2023: 《数字经济发展、阶层向上流动与中等收入群体扩容》, 《南方经济》第 4 期, 第 44-62 页。
- 22.王园园、冯祥玉, 2023: 《数字经济、人口红利与共同富裕》, 《山西财经大学学报》第 6 期, 第 1-13 页。
- 23.叶琴、袁歌骋、张磊磊, 2023: 《数字普惠金融与收入机会不平等》, 《当代经济科学》第 3 期, 第 114-126 页。
- 24.张岳、张博, 2024: 《数字治理下农民收入增长与收入分配效应》, 《华南农业大学学报(社会科学版)》第 1 期, 第 63-75 页。
- 25.赵佳佳、魏娟、刘天军, 2023: 《数字乡村发展对农民创业的影响及机制研究》, 《中国农村经济》第 5 期, 第 61-80 页。
- 26.赵建、王静娴, 2022: 《数字科技如何影响中国的信用体系——基于商业银行行为的理论模型和实证检验》, 《济南大学学报(社会科学版)》第 2 期, 第 90-103 页。
- 27.Berg, T., V. Burg, A. Gombovi, and M. Puri, 2020, "On the Rise of Fintechs: Credit Scoring Using Digital Footprints", *The Review of Financial Studies*, 33(7): 2845-2897.
- 28.Hao, Y. P., and B. Zhang, 2024, "The Impact of Digital Financial Usage on Resident's Income Inequality in China: An Empirical Analysis Based on CHFS Data", *Journal of Asian Economics*, Vol. 91, 101706.

- 29.Kakwani, N., 1984, "The Relative Deprivation Curve and Its Applications", *Journal of Business & Economic Statistics*, 2(4): 384-394.
- 30.Kolko, J., 2012, "Broadband and Local Growth", *Journal of Urban Economics*, 71(1): 100-113.
- 31.Li, X. K., H. D. Guo, S. Q. Jin, W. L. Ma, and Y. W. Zeng, 2021, "Do Farmers Gain Internet Dividends from E-Commerce Adoption? Evidence from China", *Food Policy*, 101(3), 102024.
- 32.Rong, K., and Y. N. Luo, 2023, "Toward Born Sharing: The Sharing Economy Evolution Enabled by the Digital Ecosystems", *Technological Forecasting and Social Change*, Vol. 196, 122776.
- 33.Yin, Z. C., X. Gong, P. Y. Guo, and T. Wu, 2019, "What Drives Entrepreneurship in Digital Economy? Evidence from China", *Economic Modelling*, Vol. 82: 66-73.
- 34.Zhang, C., Y. Y. Zhu, and L. M. Zhang, 2024, "Effect of Digital Inclusive Finance on Common Prosperity and the Underlying Mechanisms", *International Review of Financial Analysis*, Vol. 91, 102940.

(作者单位: ¹中国社会科学院农村发展研究所;

²西北农林科技大学经济管理学院;

³四川大学经济学院)

(责任编辑: 光 明)

The Income Effect of Rural Households' Engagement in Digital Economy and Its Mechanisms in the Context of Common Prosperity

SU Lanlan PENG Yanling ZHOU Hongli

Abstract: This paper uses the survey data of 836 rural households from Sichuan, Chongqing, and Ningxia provinces in western China, and empirically examines the effects and their mechanisms of rural households' engagement in digital economy on their income level and income inequality. The results show that rural households' engagement in digital economy significantly facilitates the increase of their income and reduces the income inequality. Through the pathways of digital public service accessibility, information sharing, agricultural entrepreneurship, and the improvement of credit rating and contract awareness, rural households' engagement in digital economy results in a co-prosperity effect. The heterogeneity analysis shows that for the households with higher digital literacy level of the household's financial decision-maker, with rural elite status, and in villages with more labor mobility, the co-prosperity effect of digital economy engagement is greater. The study further finds that the digital economy engagement of grain crop and commercial crop farmers on their income and income inequality has a double threshold effect based on the scale of crop planting. Therefore, it is necessary to optimize the digital transformation of the agricultural industry chain and the design of the mechanism of linking agriculture with agriculture, improve the power structure and credit system of farmers in the digital era, and enhance the inclusiveness of the development of digital economy.

Keywords: Digital Economy; Income Effect; Common Prosperity; Entire Agricultural Industry Chain; Empowerment; Credit System