华南农业大学学报(社会科学版)
2024年第1期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY
(第23卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION)

数字治理下农民收入增长与收入分配效应

张 岳[a,b], 张 博[a]

(河北大学 a.管理学院;b.河北省乡村振兴研究院,河北 保定 071002)

摘 要: 实现共同富裕要求兼顾"发展"与"共享"的双重目标,数字技术为乡村治理转型提供支撑。以中国乡村振兴综合调查(CRRS)数据为样本进行实证分析,结论如下:农民参与数字治理具有收入增长效应,能有效提升其收入水平,实现共同富裕所要求的"发展"目标。分位数回归与再中心化影响函数回归结果均表明农民参与数字治理具有收入分配效应,能够缩小农民内部收入差距,实现共同富裕所要求的"共享"目标。影响机制检验表明,农民参与数字治理将显著提高其信息获取能力,同时,数字治理参与对具有较低社会资本群体的收入赋能作用更显著。

关键词: 数字治理;乡村数字化;共同富裕;收入差距

中图分类号: F323.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2024)01-0063-13

一、乡村数字化发展

实现共同富裕是社会主义的本质要求,当前实现共同富裕最繁重的任务依然在农村。处理好效率与公平、发展与共享之间的关系是实现共同富裕的基本内涵。从"发展"的角度来看,共同富裕的基础是"富裕",如何提高农民整体收入水平依然是农村发展过程中面临的关键问题。2022年我国农村居民可支配收入达到20133元,相比于2015年增长76.61%①,但收入增速逐渐呈现放缓徘徊态势。从"共享"的角度来看,共同富裕强调了"共同"的内涵,农民内部收入不平等问题已成为我国实现共同富裕的制约因素[1]。据统计显示,按人均可支配收入五等份分组,2020年农村居民高收入组和低收入组的倍差达到8.23,显著高于城镇居民的6.16②。习近平总书记于2022年中央农村工作会议上提出"要坚持把增加农民收入作为'三农'工作的中心任务,千方百计拓宽农民增收致富渠道"。因此,在进一步提高农民收入的同时缩小农民内部收入差距是新发展阶段推进乡村振兴、实现共同富裕的必然要求。

作为内嵌于乡村生活的重要方面,乡村治理效能是影响农民收入的重要因素[2]。早期的"治理(Governance)"概念接近于"统治(Government)",都强调"控制、操纵"。1949年后,中国通过政党下乡自上而下建立起以互助组、人民公社为主体的权力网络[3]。在持续近二十年的集体化时期,政府通过政治权力控制经济活动、社会活动和资源,以权威主义政治动员的方式对农村进行管理[4]。20世纪90年代后,学术界认为治理不是单纯的"控制、操纵",而需要协调政府与社会的关

收稿日期: 2023-08-16 **DOI:** 10.7671/j.issn.1672-0202.2024.01.006

基金项目: 国家自然科学基金-盖茨基金国际合作重点项目(72261147758);国家自然科学基金青年项目(72303056);河北省教育厅科学研究项目(BJS2024088)

作者简介: 张 岳(1992—),男,河北保定人,河北大学管理学院讲师,主要研究方向为数字乡村、乡村治理。E-mail:340585772@qq.com

① 数据来源:国家统计局。http://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202302/t20230203_1901715.html

② 数据来源:国务院发展研究中心作品《奋力迈上共同富裕之路》。

系,平衡统合性力量与自主性力量。中国于1994年开展村民自治示范活动,并提出“四个民主”的概念。实行村民自治的目的是让农村居民充分参与治理,实现自我管理、自我服务,运用民主方式争取和维护个人权益[5]。通过民主协商、民主管理、民主监督等环节,农村居民可以充分表达个人意见,并约束基层干部行为进而维护自身经济利益,实现“发展”目标。农村居民充分参与治理将有效改善乡村治理样态[6],更重要的是在此过程中能有效提升资源配置效率,促进经济发展与农民增收[7]。

但近年来的基层治理实践表明,中国乡村治理依然存在“自治缺失”的特点,公共权力运行呈现自上而下的单向流动[8]。多数研究将“自治缺失”这一特点的现实表现归纳为参与治理人数不足的广度问题上[9],忽略了中国乡村治理中呈现出的农民形式化参与的深度问题。事实上,中国农民具有参与治理的积极性[10],且在政策制度的约束下,能够保证治理参与的人数①。但在科层制治理模式下,“自上而下”的信息传递渠道与“自下而上”的信息反馈渠道不畅造成农民形式化参与治理[11]。这种形式化参与无法真正发挥村民自治应有的效能,自然难以实现维护农民权益、促进农民增收的作用[12]。随着互联网、大数据等技术的发展,新技术与乡村治理的不断融合形塑了新的乡村治理模式,并成为变革乡村公共秩序与格局的核心驱动力。数字治理是指依托于数字技术实现政府与社会以及政府内部各部门便捷连接,从而优化治理程序,提升治理效能,实现民主治理的治理模式[13]。数字技术构建了信息高效传递与反馈的渠道,避免了多层级之间信息流通被多重加工、解读所造成的信息失真、滞后等现象[14]。相比于传统治理模式,农民通过参与数字治理可以提高信息获取的及时性与有效性,为其表达意见、参与决策提供信息基础,同时扁平化的治理模式有利于农村居民意见直达决策者,提高政府响应基层诉求的效率与精准度。从这一角度看,农民参与数字治理是保障自身经济利益,实现自身增收的可能路径,但其内在机制与实现效果依然有待分析与检验。鉴于此,本文重点回答以下问题:农民参与数字治理是否具有收入增长效应,从而实现共同富裕的“发展”目标。与此同时,基于共同富裕的“共享”目标,本文进一步考察农民参与数字治理对农民内部收入分配的影响。上述研究内容具有重要的现实意义,从治理角度回答如何在农村地区实现“做大蛋糕”的基础上“分好蛋糕”,为未来通过促进农民参与数字治理实现“发展”与“共享”双重目标相统一提供实证证据支持。

本文的创新与贡献主要体现在:第一,现有研究认为只要参与治理的人数多就能实现村民自治,然而中国乡村治理的实践表明上述做法并不全面。相关研究也证明了数字治理平台具有扩展参与群体的作用[15]。鉴于此,本文从农民形式化参与治理的现实问题出发,以农民参与数字治理作为分析起点,探讨数字技术嵌入如何打通农民信息获取与信息反馈渠道,在此基础上分析农民参与数字治理对收入的影响机制。第二,本文基于“发展”与“共享”的双重视角,探讨农民参与数字治理的赋能作用,同时分析农民参与数字治理对农民收入水平及收入分配的影响,在当前实现共同富裕的背景下具有较强的现实意义。第三,丰富了关于乡村数字治理效能的研究。当前已有关于乡村数字治理的研究多集中于其内涵[16]、理论基础[8]、现实困境与推进策略[17]等方面。少有研究采用实证分析法探讨乡村数字治理的红利效应,本文结合当前实现共同富裕的目标,重点分析农民参与数字治理的收入增长与收入分配效应,不仅丰富了关于乡村数字治理的相关研究,也从经济角度肯定了乡村数字治理的现实意义。

---

① CRRS数据显示,2019年至少召开过1次村民大会的村庄,其受访者平均到会比率为84.44%。具体见后文描述性统计分析

二、理论分析与研究假说

（一）“发展”目标：农民参与数字治理的收入增长效应分析

实现村民自治是基于中国农村地域广阔、社会封闭等现实特点的必然选择。传统基层治理体系下，农民主要通过参与“四个民主”以达到表达自身诉求、解决利益争端、实现自身利益等目的[18]。随着中国市场经济发展，大量资源流入农村地区，农民需要更为直接、主动地参与到乡村治理过程中，充分发挥治理主体性功能，通过构建主体间的互动交流机制以实现利益协调与资源的有效分配[6]。具体来说，第一，作为公共物品消费者的农民才最了解当前的公共需求，农民参与治理能够在充分的协商沟通、信息反馈基础上提高资源配置效率进而促进其收入增长。第二，当发生主体之间利益冲突或者政策落实偏差时，农民通过参与治理可以进行充分的意见表达，以维护自身利益。第三，村两委干部兼具村庄经营者的角色，随着其资源获取、资源配置等权力的膨胀，可能出现精英掠夺倾向[19]。农民积极参与治理在一定程度上能够制约村两委干部的牟利行为，通过有效监督对村两委干部形成外在约束进而保障农民的自身利益[20]。Li 等认为保障村民的知情权、表达权、监督权、决策权是农村发展进而实现农民获益的必要条件[7]。

然而需要注意的是，要真正发挥农村居民在乡村治理中的积极作用必须建立在农民有效参与治理的基础上。在民主意识觉醒以及制度政策的约束下，治理参与主体的广度得到了保障，但更突出的问题是农民形式化的无效参与现象，主体参与深度依然有待提升。究其原因，主要源于“自上而下”的信息传递与“自下而上”的信息反馈渠道受阻，导致主体间信息沟通呈现出失真性、滞后性与不透明性[11]。从“自上而下”的信息传递来看，第一，科层制体制下的等级制沟通理念使政策信息在“自上而下”的传递过程中被各级政府层层解读与重重加工，导致信息传递存在明显的滞后性与潜在的失真性[21]；第二，受制于体制壁垒与农村地区人群分野，部分基层政府与村两委选择性披露信息，加之农村居民本身获取信息的渠道相对有限，引发基层政府、村两委与农民之间信息不对称。由于信息获取能力不足，农村居民在治理过程中逐渐呈现出“跟风”、“从众”式的无效参与。笔者在中国河 H 省 D 村调研中发现，虽然当地经常召开村民代表大会、村民大会，对涉及集体经济发展、项目引进、资金利用等事项进行协商，但农村居民并不了解所讨论事项的相关政策与背景信息，也缺乏对市场信息的把握，大部分情况下盲目跟从选择同意村两委的决策。从“自下而上”的信息反馈来看，第一，传统治理模式下，农村居民意见表达与信息反馈渠道有限，农村居民的利益诉求难以直接传递给决策者，造成基层政府与村两委对农村居民诉求回应性差、决策偏离群众利益逻辑；第二，传统治理模式下，农村居民的利益表达呈现出个体性特征，难以形成集体性表达，从而无法得到决策者的重视，也难以形成由下至上的约束力[11]。总体来说，信息传递与信息反馈渠道不畅不仅使村民自治被虚置，更重要的是使农村居民本应通过参与治理赋能自身“发展”的目标难以实现。

数字技术的发展重塑了乡村治理的时代特征，乡村数字治理已成为乡村治理现代化的基本趋向[22]。当前中国乡村数字治理的实践形式主要包括两种：第一，依托社交软件建立微信群、QQ 群、微博账号等微平台，因其成本低、受众广成为中国乡村数字治理最主要的实践形式；第二，部分发达地区会通过全省统一推动的方式建立网站、小程序等进行乡村治理数字化转型。但无论何种形式，都能发挥显著的信息效应[23]。从“自上而下”的信息传递来看，第一，互联网平台可以实现信息的多维呈现与快速共享，通过构建扁平化的信息传递机制提高信息传递的真实性与及时性。依托于该平台，村两委可以及时公开党务、村务、财务等信息，有效缓解农村居民参与治理时面临的信息约束，提升治理透明化程度[24]。第二，依靠数字治理平台的穿透性、清晰性特征，能够打破单一治理主体对信息垄断的权利。同时，互联网技术可以实现信息有效聚合，为农村居民提供更多

元的信息获取渠道,降低信息搜寻成本,农村居民基于此增强协商互动能力,提升治理参与的有效性[25]。第三,信息可视化理论认为图片、视频等信息展现方式有利于实现个体对信息的高效接收[26]。依托于数字设备,农村居民可以获取多种形式展现的信息,视频、图片、音频等信息传递形式有效缓解了老年人、视障人群等在信息获取方面的先天不足。从"自下而上"的信息反馈来看,第一,数字技术可以使农村居民诉求精准传导至公共权力体系,以微信群等为代表的数字治理微平台能有效扩展农民自下而上的需求表达路径,扁平化的治理模式提升农民与公共权力体系的沟通效率[27]。各级决策者在精确掌握农民利益诉求的基础上,能够增强政策执行与群众利益之间的适配性[28]。第二,数字治理平台可以使农村居民信息反馈形成聚合效应,从而引起决策者重视,增强公共权力体系对基层诉求的回应性,并形成对公共权力体系的有效监督。

总体来说,农村居民通过参与数字治理改变了以往参与治理时的形式化、无效化参与,可以更有效获取信息。在此基础上,结合高效的信息反馈渠道,农村居民可以充分表达利益诉求并发挥对公共权力体系的监督作用,其不仅可以有效维护个人利益实现收入增加,同时可以达到规范基层政府或村两委的目的,实现资源有效配置,在促进地方经济发展的基础上实现农民增收。综上,本文提出假说 H1:农民参与数字治理具有显著的收入增长效应,即数字治理参与促进农民增收。

(二)"共享"目标:农民参与数字治理的收入分配效应分析

缩小农民内部收入差距的关键在于如何进一步提升农村低收入群体增收能力,并逐渐扩大农村中等收入群体范围。数字技术凭借其产生的信息效应赋能数字治理参与者,通过有效提升其信息获取与反馈能力,进而促进农民实现增收。但对于不同收入水平的农民群体而言,其参与数字治理的红利效应存在显著差异,从而影响农民收入分配格局。高收入群体多为乡村的政治、经济精英,本身拥有较强的资源禀赋,信息获取与信息反馈渠道更为多样,在传统治理模式下也能够为自身谋求利益[29]。低收入群体的资源禀赋特别是社会资本有限,不利于其信息获取。在诉求表达与利益保护等方面,低收入群体往往存在反馈渠道较少、反馈问题不被重视等现象,从而限制了其发展机会。因此,数字技术嵌入所带来的信息效应对低收入群体的赋能作用更为显著,凭借其多元的信息获取、反馈渠道与高效的问题处理机制,通过改变低收入群体弱势地位提升其参与治理的有效性,为其表达利益诉求、进行意见反馈进而实现自身增收创造条件。综上,相比于高收入农民,数字治理参与可以弥补低收入与高收入农民在信息获取与信息反馈方面的差距,对低收入农民具有更大的赋能空间,由此进一步缩小农民内部收入差距。基于此,提出假说 H2:农民参与数字治理具有显著的收入分配效应,即数字治理参与有助于缩小农民内部收入差距。

三、数据、变量与模型

(一)数据说明

本文使用的农户数据来自中国乡村振兴综合调查(CRRS)。对数据处理说明如下:(1)由于问卷中的部分问题仅由受访者个人回答,因此本文仅保留受访者数据。(2)137 个观测值的核心解释变量或被解释变量存在缺失值,故剔除,剔除后共保留 3681 个观测值。(3)对于控制变量存在缺失值的观测值,为尽可能保证最大样本量,本文采用均值替代法进行处理。其中,社会资本变量的缺失值最多,占总观测值数量的 4.59%。为保证稳健性,本文将在稳健性检验部分将包含缺失值的观测值全部剔除再次进行回归。

(二)变量定义

1. 被解释变量:农民收入水平。本文以农村居民家庭总收入之和 +1 后取自然对数度量农民收入水平。

2. 核心解释变量:数字治理参与水平。结合当前乡村数字治理的实践来看,多数地区通过微

信群进行信息宣传、事务协商，微信群已经成为农民参与数字治理的有效形式[30]。通过微信群可以实现信息的快速共享，同时可以构建起政府与农民便捷的交互机制，畅通政府对农民的信息传递渠道与农民对政府的信息反馈渠道。苏岚岚等以“有无通过村庄微信群或 QQ 群等社交平台参与有关环境卫生、集体项目等方面的民主监督及个人正当权益的维护”测度农民数字治理参与水平[31]。本文以 CRRS 问卷中设计的如下问题度量农民数字治理参与水平：“您是否有通过微信群与村内就重要公共事务开展过交流？1 = 从未；2 = 很少；3 = 有时；4 = 经常”。该题目包含两个关键信息：(1)“微信群”体现了数字化的内涵；(2)“就重要公共事务展开交流”体现了治理的内涵。

3. 控制变量。参考已有研究的做法[32]，本文按照由个人到家庭再到村庄的逻辑选取控制变量，具体定义见表 1。本文进行 VIF 检验以判断变量间是否存在共线性问题，检验结果表明 VIF 最大值为 1.35，远低于经验临界值 10，因此可基本认为变量间不存在多重共线性问题。

表 1　变量定义与描述性统计

类型		变量	解释	均值	标准差
被解释变量		农民收入水平	农村居民家庭总收入之和 +1 后取自然对数(原单位：元)	10.674	1.199
核心解释变量		数字治理参与水平	您是否有通过微信群与村内就重要公共事务开展过交流？1 = 从未；2 = 很少；3 = 有时；4 = 经常	2.259	1.238
控制变量	个人特征	性别	受访者性别：1 = 男；2 = 女	1.244	0.430
		年龄	受访者实际年龄取自然对数	3.983	0.232
		受教育程度	受访者学历：1 = 未上学；2 = 小学；3 = 初中；4 = 高中、中专、职高技校；5 = 大学专科；6 = 大学本科；7 = 研究生	2.768	0.956
		社会资本	您共有多少个可以借到钱(5000 元以上)的亲戚朋友？	7.078	12.922
		婚姻状况	受访者是否已婚：1 = 已婚；0 = 未婚及其它	0.914	0.281
	家庭特征	家庭耕地总面积	家庭经营耕地总面积取自然对数(原单位：亩)，包括自家承包地、转入地、开荒地	1.866	1.546
		贫困特征	您家是否为建档立卡贫困户：1 = 是；0 = 否	0.141	0.348
	村庄特征	村庄地形	村庄地势特征：1 = 平原，2 = 丘陵，3 = 山区或半山区	1.899	0.881
		村庄与县城距离	村委会距离县政府距离取自然对数(原单位：千米)	2.948	0.728
		村支书受教育程度	村支书学历：1 = 未上学；2 = 小学；3 = 初中；4 = 高中、中专、职高技校；5 = 大学专科；6 = 大学本科；7 = 研究生	4.199	0.875

(三)模型回归策略

1. 最小二乘法回归(OLS)。为检验假说 H1，即判断农民参与数字治理是否具有增收效应，本文构建模型如下所示：

$$Income_i = cons + \alpha_1 \times Diggov_i + \lambda \times Z + \mu_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

(1)式中，$Income_i$ 代表农村居民个体 i 的收入水平，$Diggov_i$ 代表农村居民个体 i 的数字治理参与水平。$cons$ 为常数项，Z 为控制变量集合，μ_i 为省份虚拟变量，ε_i 为随机扰动项。若 α_1 通过显著性检验且为正值，意味着农民参与数字治理有助于实现收入水平提升，假说 H1 得证。

2. 分位数回归(QR)。为检验假说 H2，即判断农民参与数字治理是否能缩小农民内部收入差距，本文参考郭君平等[33]做法，采用分位数回归的方法进行检验。构建分位数回归模型如下所示：

$$Quant_\theta(Income_i \mid X_i) = cons + \alpha_{1\theta} \times Diggov_{i\theta} + \lambda_\theta \times Z_\theta + \mu_{i\theta} + \varepsilon_{i\theta} \quad (2)$$

(2)式中，θ 表示不同分位点，$Quant_\theta(Income_i \mid X_i)$ 表示农民收入水平 $Income_i$ 在给定 X 的情况下与分位点 θ 对应的分位数，其它符号含义同(1)式。

3. 再中心化影响函数回归(RIF)。为进一步验证农民参与数字治理对农民内部收入差距的影

响,本文采用 Firpo 等提出的再中心化影响函数回归方法,该方法能够有效克服因遗漏变量导致的内生性问题[34]。本文参考 Montecino and Gerald,采用基尼系数测度农民内部收入差距,构建 RIF 模型如下[35]:

$$RIF(income_i, v^{Gini}(F_{income_i})) = cons + \alpha_2 \times Diggov_i + \lambda \times Z + \mu_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

(3)式中,$v^{Gini}(F_{income_i})$是农村居民收入水平定义在分布函数 F 上的基尼系数,其它符号含义同上式。本文重点关注 α_2 的显著性水平与符号,若其通过显著性检验且为负值,假说 H2 得证。同时,为保证稳健性,本文参考已有研究的做法,采用75%分位数与25%分位数农民收入水平的比率构成的 RIF 作为衡量收入不平等的补充指标[36]。

(四)描述性统计

描述性统计结果见表1。农民收入水平(对数化前)的均值为86726.62,标准差为259713.8,表明农民内部收入差距确实比较明显。数字治理参与水平均值为2.259,选择从未、很少、有时、经常的观测值占比分别为42.60%、13.39%、19.53%、24.48%,表明当前中国农民数字治理参与行为有待加强。数字治理平台缺失、农民数字素养不足、农民本身参与治理的积极性差、缺乏对新治理模式的适应性等均可能造成农民数字治理参与不足。CRRS 调研数据显示,96.18%的受访者所在村庄建立了全村性的村庄事务交流群,因此数字治理平台缺失并非农民数字治理参与不足的原因。进一步统计受访者参与村民大会的情况,数据显示2019年至少召开过1次村民大会的村庄,其受访者平均到会比率为84.44%,这说明农民本身具有参与治理的积极性,与 Zweig 论述基本一致[10]。因此,农民参与数字治理不足更有可能是因为数字素养不足或缺乏对新治理模式的适应性。此外,上述结果充分说明当前中国"自治缺失"并非主要表现为治理参与人数不足,更多体现为农民参与治理的有效性不够,由此也证明本文理论分析的科学性。为验证假说 H1,计算了不同数字治理参与水平下受访者收入水平均值,图1表明随着数字治理参与水平提升,农民收入水平不断增加。这初步证明了数字治理能够缓解传统治理参与过程中由于信息传递与反馈渠道不畅而造成的农民无效化参与,从而促进收入增加。

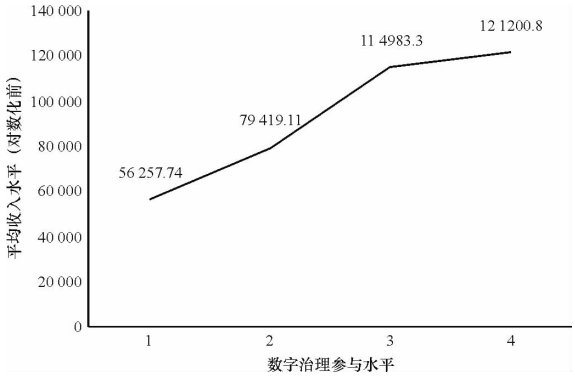


图1 不同数字治理水平下农民平均收入

四、"发展"目标:农民参与数字治理的收入增长效应检验

(一)基准回归结果

本文首先对假说 H1 进行检验,采用式(1)对全样本回归的结果如表2所示。本文在回归时逐步加入省份、个人特征、家庭特征、村庄特征控制变量,同时采用稳健标准误以克服异方差问题。

表2中,F 检验结果表明模型通过显著性检验。(1)列未加入省份及其它控制变量,回归结果显示数字治理参与水平在1%水平上显著,且系数值为0.253,由此证明农民参与数字治理确实具有显著的收入增长效应,能够有效提升其收入水平。(2)-(5)列结果表明数字治理参与水平的系数均显著为正。以(5)列为例,数字治理参与水平的系数为0.124,表明农民参与数字治理的水平每提升1个单位,其收入水平增加13.20%($e^{0.124}-1$)。上述结果表明,农民参与数字治理能有效

促进其收入水平提升，本文假说 H1 得证。“发展”是实现共同富裕的基础，本文结论表明农民参与数字治理有助于实现共同富裕的“发展”目标。

表 2　数字治理参与对农民收入水平的影响

	农民收入水平 (1)	农民收入水平 (2)	农民收入水平 (3)	农民收入水平 (4)	农民收入水平 (5)
数字治理参与水平	0.253***(0.015)	0.236***(0.015)	0.129***(0.016)	0.124***(0.016)	0.124***(0.016)
性别			-0.036(0.043)	-0.019(0.043)	-0.024(0.042)
年龄			-0.909***(0.109)	-0.857**(0.106)	-0.862***(0.106)
受教育程度			0.122***(0.022)	0.118***(0.021)	0.115***(0.021)
社会资本			0.008**(0.004)	0.007**(0.004)	0.007**(0.004)
婚姻状况			0.535***(0.071)	0.476***(0.074)	0.473***(0.074)
家庭耕地总面积				0.060***(0.015)	0.065***(0.015)
贫困特征				-0.188***(0.050)	-0.178***(0.050)
村庄地形					0.000(0.024)
村庄与县城距离					-0.060**(0.027)
村支书受教育程度					0.006(0.023)
常数项	10.103***(0.039)	9.844***(0.061)	12.844***(0.506)	12.532***(0.489)	12.712***(0.494)
省份	未控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	3681	3681	3681	3681	3681
模型显著性检验	F=281.00	F=55.30	F=59.36	F=56.87	F=49.53

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

从控制变量来看，年龄对农民收入水平的影响显著为负，伴随年龄的增长，农民劳动能力以及相应的收入水平都会有所降低。受教育程度的系数显著为正，较高的人力资本是实现农民增收的关键因素。社会资本的系数显著为正，农民丰富的社会资本有助于实现增收，这一结论与已有研究相符[37]。婚姻状况的系数显著为正，已婚家庭收入水平高于未婚家庭。家庭耕地总面积的系数通过显著性检验，且数值为正，农民拥有越多的耕地越有利于提升经营性收入。贫困特征的系数显著为负，曾经为贫困户的农民虽然已经脱贫，但因先天禀赋不足，收入水平显著低于非贫困户，这一结论符合常识。村庄与县城距离的系数显著为负，县城是县域范围内的经济中心，村庄距离县城越远，经济发展相对落后，农民收入也会相对较低。

（二）内生性问题处理

前文基准回归重点分析农民参与数字治理是否会影响其收入水平，但高收入农民可能参与数字治理的意愿也更强，即解释变量与被解释变量之间存在互为因果的关系。从遗漏变量来看，尽管本文在基准回归中加入了省份及其它控制变量，但依然可能遗漏影响农民收入的潜在因素。测量误差可能导致随机扰动项纳入了解释变量未能被观测的部分，从而产生内生性问题。此外，农民是否参与数字治理可能并不满足随机抽样，而是由个体特征决定的自选择过程，因此基准回归可能存在选择性偏误。为解决内生性问题，本文采用如下处理方式：

1. 广义倾向得分匹配（GPSM）①。第一步，估计处理变量的条件分布，计算广义倾向得分值（gpscore）。估计结果显示除村庄与县城距离外，其它控制变量系数均通过显著性检验（至少在 5% 统计水平上显著）。

第二步，设定结果变量的条件期望模型如下，在函数的具体形式上，本文采用三阶多项式进行拟合以得到更为稳健的结果。

① 倾向得分匹配法（PSM）通过构造反事实框架能够有效纠正选择性偏误问题，但传统的倾向得分匹配法只适用于处理变量为 0－1 变量的情形，广义倾向得分匹配法则能够评估处理变量为多元变量或连续变量的处理效应。

$$E(Y_i|D_i,\hat{S}_i)=cons+\beta_1 D_i+\beta_2 D_i^2+\beta_3 D_i^3+\beta_4\hat{S}_i+\beta_5\hat{S}_i^2+\beta_6\hat{S}_i^3+\beta_7 D_i\hat{S}_i \quad (4)$$

(4)式中,Y 为结果变量,在本文中为农民收入水平,D 为处理变量,在本文中为数字治理参与水平,$\hat{S}$为广义倾向得分。第二步估计结果没有实际的经济意义,仅是为了获得第三步估计的系数。

第三步,根据第二步所得到的估计系数,将处理强度值 D 更改为处理变量 d,根据下式可以得到不同治理参与水平下农民收入水平的不同期望值。

$$u(d)=\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left\{\begin{array}{l}cons+\hat{\beta}_1 d+\hat{\beta}_2 d^2+\hat{\beta}_3 d^3+\hat{\beta}_4\hat{s}(d,Z)+\hat{\beta}_5\hat{s}(d,Z)^2\\+\hat{\beta}_6\hat{s}(d,Z)^3+\hat{\beta}_7 d\cdot\hat{s}(d,Z)\end{array}\right\} \quad (5)$$

(5)式中,$\hat{s}(d,Z)$为得分值估计函数。图2所示为不同数字治理参与水平下,其对农民收入水平的影响,上下虚线代表95%置信区间的上限和下限,中间实线是不同数字治理参与水平下所对应的影响作用连线,反映出农民参与数字治理对收入水平的影响。由图2可知,随着数字治理参与水平的提升,农民收入水平保持上升趋势,再次证明农民参与数字治理对其收入具有显著的促进作用,本文假说H1成立。

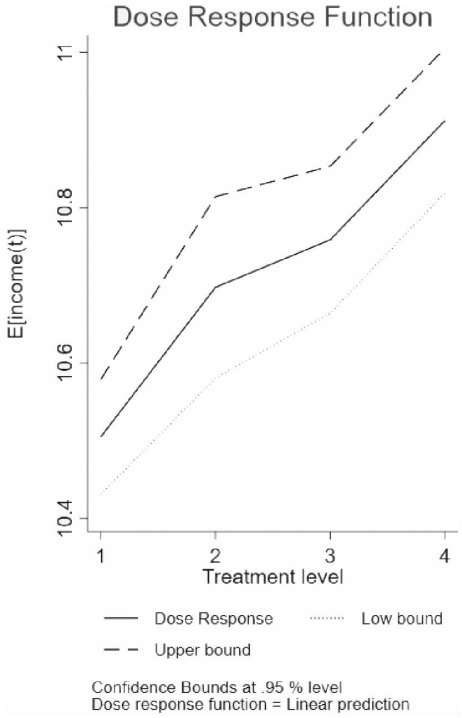


图2 农民参与数字治理对收入水平的影响作用估计

2.工具变量法①。本文选择以下工具变量:(1)村庄数字治理平台建设水平。数字治理平台为农民参与数字治理提供基础,同时数字治理平台建设是一种外在环境的改变,只有农民真正利用数字治理平台、参与数字治理,才能实现对自身的赋能作用。从理论上看,数字治理平台建设水平满足工具变量的相关性与外生性要求。CRRS村庄问卷设计如下问题:"您所在村是否通过微信等建立全村性信息发布和交流群?1=是;2=否。"(2)同村其它村民的数字治理参与水平。数字治理参与行为具有明显的同群效应,基于社交软件构建的数字治理平台也具有社交软件正网络外部性的特点,即身边人在村庄公共事务群内越活跃,越能带动本人利用该群参与治理。但其它村民的数字治理参与水平不会直接影响本人的收入。因此该工具变量满足相关性与外生性要求。

第一阶段回归结果显示两个工具变量的系数均显著,且符号符合预期。F统计量为55.97,大于经验临界值10,表明本文选取的工具变量符合相关性要求。不可识别、弱工具变量检验显示Kleibergen-Paap rk LM统计量为104.042,Kleibergen-Paap rk Wald F统计量为55.970,由此拒绝了识别不足假设与弱工具变量假设。工具变量过度识别检验结果显示Hansen J统计量为1.269,对应概率值为0.260,本文选取的工具变量满足外生性。第二阶段回归结果显示数字治理参与水平的系数显著为正,由此表明在控制内生性问题的基础上,本文假说H1依然成立,农民参与数字治

① 工具变量法可以有效解决因互为因果、遗漏变量、测量误差导致的内生性问题。

理有助于促进其增收。

（三）稳健性检验[①]

1. 替换被解释变量。本文在此使用农民家庭人均收入 +1 取自然对数衡量农民收入水平并再次进行回归，结果显示，数字治理参与水平的系数通过显著性检验，且数值为正，再次证明假说 H1 成立。

2. 控制县区效应。本文在此将基准回归模型中省份虚拟变量替换为县区虚拟变量以从更小层面上控制地区差异，结果显示，数字治理参与水平的系数为 0.107，尽管系数值相比于表 2 中第（5）列有所降低，但依然显著为正，表明本文假说 H1 依然成立。

3. 剔除控制变量存在缺失值的观测值。前文为保证最大样本量，本文对存在缺失值的控制变量采用均值替代法进行处理，为保证稳健性，本文在此剔除控制变量存在缺失值的观测值，剩余观测值数量 3310，结果表明本文假说 H1 依然成立。

五、“共享”目标：农民参与数字治理的收入分配效应检验

前文检验结果表明农民参与数字治理能有效促进自身增收，但实现共同富裕不仅要达到“发展”目标，还面临着能否实现发展“共享”的问题。本文接下来检验农民参与数字治理对农民内部收入分配关系的影响，即判断本文假说 H2 是否成立。

（一）分位数回归

本文采用分位数回归方法分析数字治理参与对不同水平农民的收入的差异化影响，选取 0.10、0.25、0.50、0.75、0.90 五个分位点，分别代表低收入组、中低收入组、中等收入组、中高收入组、高收入组。表 3 所示为采用分位数回归的检验结果，本文采用自助抽样法（重复抽样 400 次）计算标准误，削弱误差项的未知干扰，增强估计有效性。

表 3　数字治理参与对农民收入水平影响的分位数回归结果

	10 分位数 低收入 （1）	25 分位数 中低收入 （2）	50 分位数 中等收入 （3）	75 分位数 中高收入 （4）	90 分位数 高收入 （5）
数字治理参与水平	0.109***（0.028）	0.144***（0.022）	0.124***（0.017）	0.092***（0.015）	0.079***（0.021）
常数项	12.880***（0.805）	13.060***（0.586）	12.735***（0.469）	12.390***（0.433）	12.595***（0.594）
其它控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	3681	3681	3681	3681	3681

注：****、***、*分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平，括号内为自助标准误。

表 3 结果显示，在不同分位数水平上，数字治理参与对农民收入水平均有显著促进作用，这一结果印证了前文结论，再次证明农民参与数字治理能够有效促进其增收，实现了共同富裕的“发展”目标。进一步对比回归系数发现，随着农民收入水平分位数上升，数字治理参与水平对农民收入水平影响的边际效应总体上保持下降趋势（仅 0.10 分位点到 0.25 分位点，数字治理参与的回归系数出现上升）。由低收入到高收入组，数字治理参与水平每增加一个单位，农民收入水平增长的变化趋势为 11.52%→15.49%→13.20%→9.64%→8.22%。上述结果表明，数字治理参与对高收入组的农民收入促进作用相对较小，对低收入组的农民收入促进作用相对较大。因此，农民

① 由于篇幅所限，不再以表格形式列示回归结果，若有需要，可向作者索取。

参与数字治理具有收入分配效应,有助于缩小农民内部收入差距。本文假说 H2 得证。

(二)再中心化影响函数回归

表 4 列示了基于基尼系数和收入分位比的 RIF 回归结果。其中,第(1)、(3)列为未加入任何控制变量的回归结果,可以发现数字治理参与水平的系数均通过显著性检验,且数值为负,农民参与数字治理有效降低了农民内部收入差距。第(2)、(4)列加入其它控制变量与省份虚拟变量,(2)列结果显示,数字治理参与水平的系数为负,通过 5% 显著性水平的检验,(4)列结果显示,数字治理参与水平的系数在 1% 水平下显著为负。由此证明,农民参与数字治理将降低农民内部收入差距,实现共同富裕的"共享"目标,本文假说 H2 成立。

表 4 数字治理参与对农民内部收入差距的影响

	gini	gini	iqratio(25 75)	iqratio(25 75)
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字治理参与水平	-0.002***(0.001)	-0.002**(0.001)	-0.015***(0.003)	-0.008***(0.003)
常数项	0.066***(0.002)	0.005(0.030)	1.184***(0.007)	0.857***(0.080)
其它控制变量	未控制	已控制	未控制	已控制
省份	未控制	已控制	未控制	已控制
观测值数	3681	3681	3681	3681
模型显著性检验	F = 10.62	F = 4.92	F = 31.02	F = 8.58

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

六、进一步分析——影响机制检验

(一)信息效应视角的影响机制检验

前文机制分析认为农民参与数字治理能够有效提升信息获取能力,突破信息不足对农民参与治理的阻碍,从而使农民能够充分表达个体诉求,维护个人利益,实现增收。鉴于此,本文检验农民参与数字治理对其信息获取能力的影响,以信息获取及时性衡量农民信息获取能力。CRRS 问卷设计如下问题:"对于您重点关注的信息,获取的及时性如何?"1 ~ 3 分别表示都不够及时、仅部分及时、都很及时。由于该变量为有序离散数据,因此本文采用 Oprobit 模型进行回归,结果如表 5 所示。表 5 第(1)列结果显示农民参与数字治理程度越高,其信息获取及时性越强。

表 5 影响机制检验

	全样本 信息获取能力	全样本 信息获取能力	社会资本高 农民收入水平	社会资本低 农民收入水平
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字治理参与水平	0.211***(0.020)	0.445***(0.096)	0.097***(0.027)	0.120***(0.020)
常数项			12.880***(0.765)	12.453***(0.618)
其它控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
省份	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	3069	2951	1069	2612
模型显著性检验	Wald = 349.98	Wald = 399.46	F = 10.44	F = 32.31
atanhrho_12		-0.328**(0.139)		

注:****、***、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平,括号内为稳健标准误。因信息获取能力、工具变量数据缺失,因此上述回归观测值数小于 3681。

为保证稳健性，缓解因内生性问题导致的估计偏误，本文在此使用工具变量法再次检验农民参与数字治理对信息获取能力的影响。采用条件混合过程估计方法（conditional mixed process，CMP）进行回归，结果列示于表 5 第（2）列，结果表明在控制内生问题的基础上，数字治理参与能够有效提升农民信息获取能力，破解传统治理模式下“自上而下”信息传递的阻碍①。

（二）社会资本异质性分析

本文机制分析认为数字治理参与之所以对高收入组农民收入水平赋能作用较小，部分原因在于高收入组农民本身拥有较好的社会资本，在传统治理模式下也具有丰富的信息获取与反馈渠道，数字治理更多赋能于原本缺乏社会资本的低收入群体。鉴于此，本文按照社会资本均值进行分组，探讨数字治理参与对拥有不同社会资本水平的群体收入的影响异质性，以佐证本文的机制分析，回归结果见表 5。第（3）列结果显示数字治理参与水平的系数为 0.097，第（4）列结果显示数字治理参与水平的系数为 0.120，均通过 1% 显著性水平的检验。对比系数值可知，数字治理参与对社会资本较低的农民具有更强的赋能作用，这与本文机制分析相一致，印证本文关于农民参与数字治理的收入分配效应的机制分析。

七、结论与建议

随着数字技术在农村地区的下沉，依托大数据、云计算等新技术实现农业生产、农民生活与乡村治理变革已成为当前改革发展的重点。实现共同富裕是新发展阶段的重要任务，农民参与数字治理能否实现共同富裕所要求的“发展”与“共享”的双重目标，本文基于 CRRS 数据进行实证分析，结论表明：农民参与数字治理具有收入增长效应，能有效促进农民增收，实现共同富裕所要求的“发展”目标，这一结论在广义倾向得分匹配、工具变量法等一系列稳健性处理下依然成立。从农民内部收入差距的视角来看，分位数回归与再中心化影响函数回归结果均表明农民参与数字治理具有收入分配效应，能够缩小农民内部收入差距，实现共同富裕所要求的“共享”目标。影响机制检验表明，农民参与数字治理将显著提高其信息获取能力，同时数字治理参与对具有较低社会资本群体赋能作用更明显。

上述结论表明农民参与数字治理能够实现“发展”与“共享”双重目标的统一，是推动中国农村发展进而实现共同富裕的有效路径。鉴于此，本文提出如下建议：

第一，数字治理平台建设既是乡村治理数字化转型的起点，也是农民参与数字治理的基础。未来应在构建微信群、QQ 群等微平台的同时，丰富数字治理的实践形式，如推广微信公众号、论坛、专用 APP。中央政府和地方政府应形成合力，共同推动数字治理平台建设。地方政府应加强各部门间的统筹协调，破除由多头管理、职权重叠导致的推诿扯皮，加快治理方式的数字化转型。

第二，未来应在数字治理平台建设的基础上采取多种措施鼓励农民参与数字治理。农民数字素养不足是限制其参与的重要因素，未来应积极培育农民数字素养，突破农民参与数字治理的能力瓶颈。培育形式方面，除了传统的培训形式，还可以以直播、宣传视频、图文解读等形式向农民讲解数字治理新模式。培育主体方面，在政府推动农民数字素养培育的基础上，鼓励学校、培训机构等不同组织发挥提升农民数字素养的作用。

第三，本文分析表明数字治理参与能够提升农民信息获取能力进而对收入产生赋能作用，也因此证明信息要素是制约农民参与治理的关键因素。因此未来各级政府与自治组织应保证信息

① 由于数据受限，无法检验第二章中提出的“数字治理能够畅通‘自下而上’的信息反馈渠道”这一机制，这也是未来有待进一步探索的内容。

披露的及时性、主动性、真实性,加强治理透明度。同时,基层政府要建立对基层诉求的有效响应机制以及对民众监督的有效应对机制,提高回应时效。重点关注对因渠道匮乏而信息获取与意见表达受阻的人群,广开言路,拓宽党群沟通渠道,畅通社情民意,听取民众特别是非精英群体的意见,使各类村民都有表达意见的渠道,真正实现村庄事务协商共治。

参考文献:

[1]王晶,吕开宇.共同富裕目标下缩小农村内部收入差距的实现路径——基于生计多样化视角的分析[J].华中农业大学学报(社会科学版),2021(5):34-44+192-193.
[2]李敏,姚顺波.村级治理能力对农民收入的影响机制分析[J].农业技术经济,2020(9):20-31.
[3]原超,马华.党建引领"三治融合"的理论逻辑[J].华南农业大学学报(社会科学版),2023(2):131-140.
[4]刘守英,熊雪锋.中国乡村治理的制度与秩序演变——一个国家治理视角的回顾与评论[J].农业经济问题,2018(9):10-23.
[5]HOWELL J. Prospects for village self-governance in China[J]. The Journal of Peasant Studies, 1998(3): 86-111.
[6]叶巨,马华.乡村"微自治":实践检视与路径建构——基于"治理有效"的分析视角[J].理论与改革,2023(1):157-166.
[7]LI Y, FAN P, LIU Y. What makes better village development in traditional agricultural areas of China? Evidence from long-term observation of typical villages[J]. Habitat International, 2019 (83): 111-124.
[8]王亚华,李星光.数字技术赋能乡村治理的制度分析与理论启示[J].中国农村经济,2022(8):132-144.
[9]田雄.虚置与重构:村民自治的主体缺失与制度干预——以苏北黄江县为例[J].南京农业大学学报(社会科学版),2015,15(3):34-42.
[10]ZWEIG D. Rural people, the politicians, and power[J]. The China Journal,1997(38):153-168.
[11]毛一敬.构建乡村治理共同体:村级治理的优化路径[J].华中科技大学学报(社会科学版),2021(4):56-63.
[12]杨莉.乡村治理中村民的参与有效与有效参与——基于民主立方理论的比较分析[J].探索,2022(4):131-146.
[13]沈费伟,陈晓玲.技术如何重构乡村——乡村技术治理的实现路径考察[J].学术界,2021(2):97-105.
[14]MILAKOVICH M E. Digital governance: New technologies for improving public service and participation[M]. Routledge, 2012.
[15]TEJEDO-ROMERO F, ARAUJO J F F E, TEJADAÁ, et al. E-government mechanisms to enhance the participation of citizens and society: Exploratory analysis through the dimension of municipalities[J]. Technology in Society, 2022 (70): 101978.
[16]CONSTANTINIDES P, BARRETT M. Information infrastructure development and governance as collective action[J]. Information Systems Research, 2015(1): 40-56.
[17]赵晓峰,刘海颖.数字乡村治理:理论溯源、发展机遇及其意外后果[J].学术界,2022(7):125-133.
[18]陈荣卓,金静.中国共产党领导农民政治参与的百年历程、经验与走向[J].当代世界社会主义问题,2021(3):61-69.
[19]杜姣.村干部的角色类型与村民自治实践困境——基于上海、珠三角、浙江三地农村的考察[J].求实,2021(3):83-97+112.
[20]李蓬.新时期村民自治中农民政治参与状况研究[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2010(4):1-8.
[21]沈费伟,诸靖文.数据赋能:数字政府治理的运作机理与创新路径[J].政治学研究,2021(1):104-115+158.
[22]徐旭初,朱梅婕,吴彬.互动、信任与整合:乡村基层数字治理的实践机制——杭州市涝湖村案例研究[J].中国农村观察,2023(2):16-33.
[23]冯朝睿.高水平数字政府建设的影响因素及推进路径[J].河北大学学报(哲学社会科学版),2022(6):117-130.
[24]MALI N V, GIL-GARCIA J R. Individual empowerment through digital governance: Proposing an assessment framework for India[M]//BAGUMA REHEMA, DE RAHUL, JANOWSKI TOMASZ, ET AL. Proceedings of the Special

Collection on EGovernment Innovations in India. New York: ACM Press, 2017: 140 - 145.
[25]黄博. 数字赋能：大数据赋能乡村治理现代化的三维审视[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版),2021(6):28 - 36 + 43 + 110.
[26]MUNZNER T. Visualization analysis and design[M]. Florida: CRC press, 2014: 8 - 15.
[27]张成岗,王明玉. 数字赋能乡村治理的行动逻辑及推进路径——以吉林省 X 村为例[J]. 行政管理改革,2022(9):21 - 30.
[28]TANG L, LUO X, YU W, et al. The effect of political participation and village support on farmers happiness[J]. Journal of Chinese Political Science, 2020(25): 639 - 661.
[29]HAN H, GAO Q. Community-based welfare targeting and political elite capture: Evidence from rural China[J]. World Development, 2019(115): 145 - 159.
[30]邬家峰. 网络技术结构性赋能与乡村治理数字化转型——基于江西省赣州市村务微信群的考察[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2022(3):56 - 64.
[31]苏岚岚,彭艳玲. 农民数字素养、乡村精英身份与乡村数字治理参与[J]. 农业技术经济,2022(1):34 - 50.
[32]王小龙,何振. 新农合、农户风险承担与收入增长[J]. 中国农村经济,2018(7):79 - 95.
[33]郭君平,宁爱照,曲颂,等. 绝对贫困和主观贫困抑制还是激发农民政治参与?[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版),2018(1):89 - 98.
[34]FIRPO S. Efficient semiparametric estimation of quantile treatment effects[J]. Econometrica, 2007(1): 259 - 276.
[35]MONTECINO J, EPSTEIN G. Did quantitative easing increase income inequality?[J]. Institute for New Economic Thinking working paper series, 2015 (28).
[36]王轶,刘蕾. 从"效率"到"公平"：乡村产业振兴与农民共同富裕[J]. 中国农村观察,2023(2):144 - 164.
[37]杨怡,王钊. 社会资本、制度质量与农民收入——基于 CHFS 数据的微观计量分析[J]. 宏观经济研究,2021(8):115 - 127.

Farmers' Income Growth and Income Distribution Effect under Digital Governance

ZHANG Yue[a,b], ZHANG Bo[a]
(*a. School of Management, b. Hebei Rural Revitalization Institute, Hebei University, Baoding* 071002, *China*)

Abstract: To achieve common prosperity should balance the dual goals of "development" and "sharing". Digital technology provides support for rural governance transformation. An empirical analysis using data from the China Rural Revitalization Survey (CRRS) concludes that farmers' participation in digital governance has an income-growth effect, which effectively raises their income levels and thus achieves the "development" goal required for common prosperity. Both the quantile regression and the regression results of the re-centering impact function show that farmers' participation in digital governance has an income distribution effect, which can reduce the income gap and achieve the "sharing" goal required by common prosperity. The impact mechanism test shows that farmers' participation in digital governance will significantly improve their ability to obtain information. Meanwhile, participation in digital governance has a more significant effect on the income empowerment of groups with lower social capital.

Key Words: digital governance; rural digitization; common prosperity; income gap