

数字经济是否显著促进了共同富裕： 基于收入不平等视角的微观证据

易行健^{1,2}, 魏小桃¹, 杨碧云¹, 张凌霜¹

(1. 广东外语外贸大学金融学院, 广州 510006; 2. 广东金融学院金融与投资学院, 广州 510521)

摘要 共同富裕是社会主义的本质要求, 是中国式现代化的重要特征。研究基于收入不平等视角, 以中国家庭金融调查 (China household finance survey, 简称CHFS) 数据考察了数字经济对共同富裕的影响机制与影响效应。实证结果表明: 1) 数字经济能够显著地缓解居民收入不平等, 通过内生性处理与相关稳健性检验后该结论仍然成立; 2) 机制分析表明, 数字经济通过缓解家庭流动性约束、提升居民创业活跃度以及扩大居民社会网络等渠道从而有效降低居民收入不平等; 3) 异质性部分显示, 数字经济对居民收入差距的降低效果在中西部省份、农村和数字经济发展程度较低的区域中更加显著, 尤其在受教育程度较低、金融素养较低和数字鸿沟较高的居民家庭中更为显著, 这体现了数字经济的普惠性。扩展讨论结论表明, 数字经济分指数均能显著缩小居民收入差距, 其中数字化效率提升分指数形成的数字红利对居民收入差距的增益效果更大。因此, 本研究为推动我国数字经济发展及促进共同富裕提供了理论支撑和经验证据。

关键词 数字经济; 收入不平等; 共同富裕

收稿日期: 2022-12-30

基金项目: 国家自然科学基金 (72273036); 国家社会科学基金 (22VRC002); 国家社会科学基金重大项目 (21&ZD113); 教育部人文社科基金一般项目 (22YJA790072); 广东省社科规划一般项目 (GD22CYJ01); 广东省自然科学基金项目 (2021A1515012641)

Supported by National Natural Science Foundation of China (72273036); National Social Science Foundation of China (22VRC002); Major Program of National Social Science Foundation of China (21&ZD113); General Program of Humanities and Social Sciences Foundation of Ministry of Education (22YJA790072); General Program of Social Science Planning of Guangdong Province (GD22CYJ01); Natural Science Foundation of Guangdong Province (2021A1515012641)

作者简介: 易行健, 广东金融学院金融与投资学院教授, 广东外语外贸大学金融学院博士生导师, 经济学博士 (博士后), 研究方向: 宏观经济学、家庭金融和应用计量经济学, E-mail: yxjby@163.com; 魏小桃, 硕士研究生, 研究方向: 微观计量和家庭金融学, E-mail: 851183199@qq.com; 通信作者: 杨碧云, 广东外语外贸大学金融学院教授, 广州华南财富管理中心研究基地研究员, 经济学博士, 硕士生导师, 研究方向: 微观计量和家庭金融、国际经济学, E-mail: biyunyang@163.com; 张凌霜, 博士研究生, 研究方向: 家庭金融、居民消费储蓄行为与应用计量经济学, E-mail: 731827966@qq.com.

Does the Digital Economy Significantly Promote “Common Prosperity”: Microeconomic Evidence from an Income Inequality Perspective

YI Xingjian^{1,2}, WEI Xiaotao¹, YANG Biyun¹, ZHANG Lingshuang¹

(1. School of Finance, Guangdong University of Foreign Studies, Guangzhou 510006, China; 2. School of Finance and Investment, Guangdong University of Finance, Guangzhou 510521, China)

Abstract Common prosperity is the essential requirement of socialism and an important feature of Chinese modernization. This paper identifies the effect and mechanisms of digital economy on “Common Prosperity” from the perspective of income inequality by using the data of China household finance survey (CHFS). The empirical results show: 1) Digital economy can significantly reduce income inequality, which is still valid after we consider the endogeneity and perform corresponding robustness test. 2) The mechanism analysis shows that digital economy can effectively reduce household income inequality by mitigating the liquidity constraints, enhancing entrepreneurial activity and expanding household social network. 3) The heterogeneity analysis shows that the alleviating effect of digital economy on income inequality is more significant in the central and western provinces, rural areas and regions with lower level of digital economy, particularly for household with lower education, lower financial literacy, and larger digital divide, which signifies the inclusiveness of digital economy. Further discussion shows that all sub-indexes of digital economy can significantly narrow the household income gap, among which the digital dividend formed by digital efficiency improvement index has a greater gain effect on it. Hence, this paper provides theoretical support and empirical evidence for promoting the development of China’s digital economy and “Common Prosperity”.

Keywords digital economy; income inequality; common prosperity

1 引言

实现共同富裕是马克思主义的基本目标,也是社会主义的本质要求。中共十九大报告首次擘画了“到本世纪中叶……,全体人民共同富裕基本实现”的宏伟蓝图。2021年3月通过的《“十四五”规划和2035年远景目标》¹的第四十八章“优化收入分配结构”再次明确提出要“坚持……,持续提高低收入群体收入,扩大中等收入群体,更加积极有为地促进共同富裕”。党的二十大报告也表明,要“着力维护和促进社会公平正义,着力促进全体人民共同富裕,坚决防止两极分化”。当前我国经济已转向高质量发展阶段,但仍然存在收入差距较大、收入分配不公、中等收入群体占比不高等现实问题(李实和朱梦冰(2018))。根据世界不平等数据库(World Inequality Database)公布的数据显示,中国居民家庭收入前10%阶层拥有的收入从1978年的0.28上升至2021年的0.42。收入基尼系数也由1995年的0.34(赵人伟和李实(1997))跃升至2018年的0.46左右(罗楚亮等(2021)),高于0.4的国际警戒线。为此,如何

¹该报告全称为《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景纲要目标》。

缩小居民收入差距,实现全体人民的共同富裕是当前亟待解决的重要问题。

2022年1月国务院发布的《“十四五”数字经济发展规划》明确提出“数字经济是继农业经济、工业经济之后的主要经济形态,是促进公平与效率更加统一的新经济形态……数字化服务是满足人民美好生活需要的重要途径”。Goldfarb and Tucker (2019)表明数字经济可以通过降低验证成本、复制成本、搜索成本、传输成本、追踪成本五大方面对居民家庭的经济生活产生不可磨灭的影响。根据2022年中国数字经济发展白皮书²,自2012年以来我国数字经济年均增速高达15.9%,显著高于同期GDP平均增速,在5G与工业互联网等新兴数字化技术的推动下,2021年数字经济规模达到45.5万亿元。当前数字经济已成为推动中国经济高质量发展的核心力量,其内含的科技力量正在重塑传统生产模式,进而对中国整体收入分配产生重大而深远的影响。如何在数字经济发展过程中缩小居民收入差距的问题,已成为实现共同富裕的重要议题。现有文献表明数字经济不仅能破除地理环境、地域空间等外部环境的限制,通过促进就业、提高生产率等来提升居民收入,还能赋予传统经济新动能,有效推进普惠性服务的产生和拓展,改善弱势群体的福利水平,从而缩小居民收入差距(艾小青和田雅敏(2022),何宗樾和宋旭光(2020))。有鉴于此,充分探讨数字经济对居民收入差距的影响效应和微观作用机理,可以为促进数字经济发展和实现共同富裕提供有效的经验证据和政策支撑。

相比于以往文献,本文的潜在贡献概括为如下三点:1)纵观现有数字经济与共同富裕的相关研究,主要聚焦于理论梳理(刘诚(2022)),且当前研究主要围绕数字经济与城乡收入差距展开讨论(胡鞍钢等(2016),张勋等(2019)),极少有文献从整体收入分配的角度着力论证数字经济对共同富裕的影响机制与影响效应,本文则是弥补了数字经济、整体居民收入分配与共同富裕现有研究的短板。2)已有文献构建的数字经济指标大多是从宏观层面构建的(赵涛等(2020)),本文参考杨碧云等(2022),尝试利用2015-2017年中国家庭金融调查(CHFS)问卷基于微观层面选取关于数字经济的8个问题,通过因子分析法对相关指标进行降维处理,构建出面板数字经济指数;并根据《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》从家庭参与数字经济方式角度分别划分为数字技术应用、数字要素驱动和数字化效率提升等三个方面进行扩展讨论。3)现有文献极少从微观居民家庭的角度出发探讨数字经济对共同富裕的影响机制,而本文的研究拟从居民家庭的流动性约束、创业活跃度和社会网络等角度揭示数字经济发展可以显著缩小居民收入差距的微观作用机理,丰富了对“数字经济是促进公平与效率更加统一的新经济形态”的相关研究以及对数字经济发展后果的理解。同时本文进一步从区域与居民家庭两个层面进行了异质性讨论,为深入实施数字经济发展战略从而扎实推动共同富裕提供更为精准的决策参考。

2 文献综述与研究假说

当前,数字经济已成为全球发展新趋势,大量文献开始研究数字经济对城乡收入差距的影响,虽然近年来城乡差距在逐步缩小,但是对总体收入不平等的贡献率依然在30%左右(罗楚亮等(2021))。张勋等(2019)的实证研究结论表明数字经济发展显著提升了居民收入,尤其是农村低收入群体,从而有效促进了中国的包容性增长。胡鞍钢等(2016)也明确指出,

²中国信息通信研究院发布的《中国数字经济发展白皮书(2022)》。

“数字革命”在转化为“数字机遇”的过程中, 城乡之间的边界会逐渐消弭, “数字红利”将得以凸显, 最终城乡居民收入分配将趋于收敛. 鲜有学者就数字经济对整体居民收入分配的影响展开讨论, 仅有刘诚 (2022) 基于理论层面分析了数字经济与居民收入分配之间的关系, 研究表明数字经济从整体上降低了居民收入差距, 使不同阶层、地区和城乡的收入分配更加合理均衡, 进而有效推动了共同富裕. 数字金融作为数字经济的细分领域, 还有部分文献讨论数字金融对居民收入的影响, 数字金融不仅是传统金融的有力补充, 而且其普惠性质有利于小微企业规模的扩大和不发达地区融资的增加, 为长尾群体衍生出更多的就业机会, 从中获得收入的增长, 最终缩小居民收入差距 (Khaki (2017), 张勋等 (2019)). 故此, 大力发展数字经济将有利于微观个体, 特别是中低收入阶层个体, 更为有效地参与到数字经济相关的生产生活, 并以此实现新的经济价值创造、资源配置改善, 增加其收入水平助力共同富裕目标的实现 (Zeng and Reinartz (2003), 牟天琦等 (2021)). 因此, 本文提出第 1 个假说:

假说 1 数字经济能够显著缩小居民收入差距.

相关研究表明, 流动性约束的存在将扩大收入差距, 背后的逻辑在于金融市场上普遍存在信息不对称等情况导致正规金融机构的信贷支持存在错配现象 (Hoff and Stiglitz (1990), Foltz (2004)). 金融排斥现象是我国很多居民家庭面临的共同难题, 而数字经济可以通过数字技术积累海量客户资料和保存相关消费记录, 使得精确评估用户的信用风险成为可能, 有助于消除信息不对称和缓解信贷中的担保、抵押品和信用等问题, 从而显著降低家庭面临流动性约束的概率 (Mbiti and Weil (2013), 尹志超和张号栋 (2018)). 特别地, 这种效应对于以往很难接触到正规金融市场的弱势群体更为明显, 意味着数字技术具有“长尾”特性 (Bogan (2008), 杨波等 (2020)), 使得金融投资、理财及信贷服务更加“平民化”, 能够增加偏远及贫困地区家庭获得借贷和投资理财等金融服务的机会 (Philippon (2016)), 从中获得更多回报 (张勋等 (2019)), 促进家庭收入的增加和财富的积累. 张贺和白钦先 (2018) 的分析表明, 传统普惠金融借助数字信息技术放大与提升了金融的基础性功能, 使被金融机构排斥的弱势群体共享金融的包容性, 让农村群体内部收入不平等得以改善. 由此, 本文认为数字经济的发展将有助于克服信息不对称和市场摩擦 (Bhattacharya and Patnaik (2016), Philippon (2019)), 让更多中低收入和弱势群体获得金融服务, 缓解其面临的流动性约束, 缩小收入差距, 最终促进共同富裕. 据此, 提出第二个假说:

假说 2 数字经济发展能够通过缓解流动性约束从而缩小居民收入差距.

创业活跃度作为一个国家或地区的创业积极性指标 (Cullen et al. (2014), 叶文平等 (2018)), 对扩大居民就业、降低收入不平等状况、改善民生和实现机会公平具有重要的作用, 有助于为经济长期发展注入新的活力 (Kimhi (2010), Samila and Sorenson (2011), 赵涛等 (2020)). 在数字化的浪潮下, 赵涛等 (2020) 的研究指出, 数字经济以数据资源、现代信息网络、信息通信技术为关键特征³, 在市场规模、知识溢出和要素组合等方面为创业活动提供了更多可能及培育了更多的创业机会, 亦能够通过加快信息交互和思想传播等途径丰富创业资源. 与此同时, 具备数字素养与技能的居民能够凭借数字平台信息传递优势打破时空和信息壁垒, 有效缓解信息或融资约束, 极大地降低了创业门槛, 进而增加了居民的创业机会, 这一

³该定义来自《国家统计局关于数字经济及其核心产业统计 (2021)》.

效应在农村地区以及偏远地区更为显著 (Bruton et al. (2015), 谢绚丽等 (2018)). 创业降低收入不平等的机制体现在两个方面: 一方面, 创业可以拓宽劳动者的增收渠道, Kimhi (2010), Bruton et al. (2013) 明确指出, 创业是提高低收入阶层收入水平的重要途径, 有利于降低居民收入不平等、改善收入分配格局; 另一方面, 创业可以带动更多剩余劳动者就业, 促进收入分配公平 (宋冬林等 (2022)). 根据上述讨论, 随着数字经济持续渗透到居民生活中的各个领域, 使得创业者更容易获取高效的创业资源来提升其创业活跃度, 从而有利于缓解居民收入不平等、推动共同富裕. 于是, 本文提出第三个假说:

假说 3 数字经济发展能够通过提升创业活跃度降低居民收入不平等.

社会网络是人与人之间因互动而形成相对稳定的关联体系, 在传递与分享信息、抵御风险、配给工作、扩大融资途径以及促进创业等方面具有举足轻重的影响 (Kinnan and Townsend (2012), 马光荣和杨恩艳 (2011), 易行健等 (2012), 黄露露 (2022)), 也正因为如此, 居民往往能够从社会网络中获得经济收益或非经济收益 (Dominguez and Watkins (2003), 王春超和周先波 (2013)). Munshi and Rosenweig (2009) 探讨了印度的种姓网络与种姓内部的收入分配之间的关系, 研究发现, 以种姓为纽带的社会网络被微观个体视为一种保险机制, 可以增加个体间的转移支付, 从而有助于缩小收入差距. 在过去由于时间或空间的不可抗逆因素, 居民家庭社会网络的积累以及相互交流会受到一定程度的限制. 而处于数字化时代的居民家庭拥有多样化的社会交往方式, 克服了传统社交圈的时空障碍, 扩大了居民家庭的社交圈, 其中线上社交平台或网站成为微观个体对外获取信息或与他人交往的重要渠道 (Ellison et al. (2007), Steinfield et al. (2008)). 戚聿东和褚席 (2021) 也表明, 数字生活使居民的社交方式逐渐由线下转移到线上, 能够显著降低社交成本, 更好地搭建和维护社会网络. 宋冬林等 (2022) 的研究指出, 依托数字信息技术快速发展的数字金融能显著改善低社会资本群体的收入不平等, 体现了数字金融的普惠性与长尾性特征. 结合上述讨论, 本文认为, 数字经济的发展能够拓展居民家庭的社会网络, 增强其风险分担能力并有利于增加其获取收入的渠道, 从而改善居民收入分配. 因此, 提出第四点假说:

假说 4 数字经济发展能够通过扩大社会网络水平进而缓解居民收入不平等.

3 实证模型、数据与变量选取

3.1 实证模型

根据前文, 本文将构建实证模型探讨数字经济能否缩小居民收入差距以推动共同富裕. 因此, 实证模型设定如下:

$$\text{Inc_inequality}_{ijt} = \alpha_0 + \beta_1 \text{digital}_{ijt} + X'_{ijt} \gamma + D'_{jt} \kappa + \lambda_i + \eta_t + \mu_{ijt}, \quad (1)$$

其中, 被解释变量 $\text{Inc_inequality}_{ijt}$ 表示第 t 年 j 城市 i 家庭的收入不平等程度; 核心解释变量为 digital_{ijt} , 代表第 t 年 j 城市 i 家庭的数字经济水平; X_{ijt} 表示一系列控制变量, 包括户主层面和家庭层面的控制变量; D_{jt} 为区域经济特征变量; λ_i 和 η_t 分别为家庭和年份固定效应; μ_{ijt} 为扰动项. 根据假说 1 的分析, 本文预期关注解释变量 digital_{ijt} 的回归系数 β_1 显著为负, 表明数字经济对居民收入差距存在明显的缩小作用. 此外, 本文还参考尹志超等 (2021) 使用区县层面的聚类 (Cluster) 稳健标准误, 以克服扰动项可能存在的相关性问题.

3.2 数据来源与处理

本文所采用的数据来自西南财经大学中国家庭金融调查与研究在全国范围内开展的 2015 年和 2017 年两轮中国家庭金融调查数据, 并生成平衡面板数据。样本主要分布于 29 个省、367 个县(区、县级市)、1481 个社区, 具有全国、省级和副省级城市代表性。在数据处理上, 本文仅保留了身份为户主的样本, 同时删除了家庭总收入 (Income)、净资产 (Asset_net) 和负债 (Debt) 小于 0 的样本, 并删除了年龄 < 18 岁和年龄 > 65 岁以及关键变量存在缺失值的样本。经过一系列数据处理后, 本文最终得到 31320 个微观家庭。另外, 本文所用的宏观层面数据均来自相应年度各地级市的统计年鉴与年度统计公报。

3.3 变量选取及说明

3.3.1 被解释变量: 个体层面的收入不平等指数 (Kakwani)

现有关于收入不平等的测量方式大体分为群体和个体两个方面。从群体层面上, 主要采用收入基尼系数、泰尔指数或对数方差等进行测度 (Garner (1993), Deaton and Paxson (1994), Meyer and Sullivan (2017) 等)。但基于群体层面测算的收入不平等程度难以充分反映收入差异的状况, 而个体层面的收入不平等指数能够采用更为精确的收入相对剥夺指数。于是本文将从个体层面测算收入不平等程度, 收入相对剥夺指数的衡量方式主要包括 Yitzhaki 指数 (Yitzhaki (1979))、Kakwani 指数 (Kakwani (1984))、Podder 指数 (Podder (1996)), 后两者均可在 Yitzhaki 的基础上计算得到的 (黄云等 (2019))。其中, Yitzhaki 指数中所有个体收入剥夺的加权平均即为基尼系数, 但不满足正规化和无量纲化的要求, Podder 指数在一定程度上克服了 Yitzhaki 指数对收入分布敏感性的问题, 但也不满足正规化要求, 而 Kakwani 指数具有正规化与无量纲化的特点 (Ren and Pan (2016), 黄云等 (2019))。于是本文采用由区县层面计算得到的 Kakwani 指数作为被解释变量, 并采用 Yitzhaki 指数和 Podder 指数进行稳健性分析。

3.3.2 核心解释变量: 家庭层面的数字经济指数 (Digital)

以往国内研究大多从宏观层面对数字经济指标进行衡量 (赵涛等 (2020)), 仅有杨碧云等 (2022) 的研究基于微观家庭层面构建数字经济指数。微观家庭主要是通过数字技术的应用参与数字经济, 因此本文参考《数字经济及其核心产业统计分类 (2021)》并结合 CHFS 的数据可得性, 将家庭参与数字经济的方式分别划分为数字技术应用、数字要素驱动和数字化效率提升。本文对上述涉及到数字经济的 8 个指标⁴通过因子分析法构建得到家庭层面的数字经济指数, 同时对其进行标准化处理, 使取值范围介于 [0, 1] 之间。KMO 和 Bartlett 球形检验结果显示本文所选取的数字经济细分指标适用于因子分析法。因子分析的结果如表 1 所示, 依据特征值 > 1 与累积贡献 > 60% 的基本准则, 本文保留了前两个有效公共因子。描述性统计结果表明, 家庭层面的数字经济指数均值为 0.41, 一定程度意味着我国居民家庭的数字经济发展水平尚存在较大的发展潜力。同时, 2015 和 2017 年的家庭数字经济指数均值分别为 0.35 和 0.46, 表明随着数字经济的发展与推广, 居民家庭生活各方面的数字化程度正逐步提升。

⁴这 8 个指标均来自 CHFS 问卷信息, 如需要, 请联系作者。

表 1 因子分析结果⁵

	特征值	方差贡献	累积贡献	因子载荷
Factor1	2.70018	0.5358	0.5358	0.6118
Factor2	1.71339	0.3400	0.8758	0.3882

3.4 其他控制变量

为了尽可能缓解遗漏变量导致的内生性问题, 本文参考易行健等 (2012) 与杨碧云等 (2022), 主要控制以下三类控制变量. 首先, 本文控制了家庭特征变量, 包含净资产 (Asset_net)、总负债 (Debt)、家庭人口规模 (Size)、少儿占比 (Youth)、老年人占比 (Old)⁶、拥有房产 (House)、从事工商业经营项目 (Business)、拥有商业保险 (Insurance)、拥有社会医疗保险 (Social_med)、社会养老保险 (Pension) 以及失业保险 (Unemploy); 其次, 对户主特征变量进行控制, 包括年龄 (Age)、年龄的平方/100 (Age2)、性别 (Sex)、农业户口 (Farm)、就业 (Job)、受教育年限 (Edu)、已婚 (Marry)、身体健康 (Health)、政治面貌 (Party)、风险规避 (Risk_aver)、风险偏好 (Risk_pre); 最后, 控制了地级市层面的经济金融变量, 分别为城市地区人均 GDP (Per_gdp) 与贷款余额/GDP (Loan_gdp)⁷变量.

3.5 主要变量描述性统计

表 2 报告了主要变量的描述性统计结果. 首先来看主要关注变量的结果, 样本家庭中平均每年总收入为 8.01 万元, 平均每户家庭约为 3.60 人, 即可得知每户样本家庭人均收入大概为 2.23 万元. 其次, 在负债和资产控制变量中, 可以看到样本家庭年总负债平均为 4.32 万元; 拥有净资产平均为 85.51 万元. 另外, 样本中超过 30% 的家庭拥有商业保险, 超过 90% 的家庭拥有至少一套自有住房.

4 基准实证结果

表 3 报告了数字经济对收入不平等的影响效应, 根据前文所列出的模型 (1), 本文在回归中逐步加入家庭特征变量和户主特征变量, 以验证回归结果的可信性. 其中, 第 (1) 列为单变量回归分析, 第 (2) 列加入了家庭总收入、净资产和总负债等家庭层面经济变量, 第 (3) 列进一步控制了户主特征变量和区域经济变量, 并均控制了年份和个体固定效应. 基准回归结果显示数字经济发展对收入不平等具有显著的负向影响, 且在引入一系列控制变量之后该变量的估计系数依然在 1% 统计水平上显著. 从经济显著性上, 发现数字经济指数每上升 1 个单位, 居民收入不平等能够降低 0.03, 由此表明假说 1 成立.

⁵根据因子分析结果, 仅两个因子特征值大于 1, 为了节省篇幅, 本文只报告了这两个因子的相关信息.

⁶借鉴张勋等 (2019), 本文定义家庭 0~16 岁小孩与家庭人口之比为少儿人口占比, 定义 60 岁以上老年人口与家庭人口之比为老年人口占比.

⁷城市人均 GDP 数据和贷款余额/GDP 来源于各地级市的统计年鉴或者年度统计公报.

表 2 全样本的描述性统计

变量	说明	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
Digital	数字经济指数	31320	0.41	0.27	0	1
Digital_tech	数字技术应用指数	31320	0.50	0.13	0	1
Digital_fact	数字要素驱动指数	31320	0.27	0.35	0	1
Digital_effic	数字化效率提升指数	31320	0.07	0.19	0	1
Kakwani	Kakwani 收入不平等指数	31320	0.41	0.14	0	1
Podder	Podder 收入不平等指数	31320	0.39	0.14	0	1
Yitzhaki	Yitzhaki 收入不平等指数	31320	1.48	0.64	0	4.85
Income	家庭总收入 (万元)	31320	8.01	9.19	0 ⁸	63.27
Debt	家庭总负债 (万元)	31320	4.32	12.40	0	100
Asset_net	家庭净资产 (万元)	31320	85.51	126.99	0.24	779.06
Size	家庭规模 (人)	31320	3.60	1.50	1	10
Youth	少儿占比	31320	0.13	0.16	0	0.83
Old	老年人口占比	31320	0.14	0.26	0	1
House	拥有住房	31320	0.94	0.24	0	1
Business	经营工商业	31320	0.18	0.38	0	1
Insurance	拥有商业保险	31320	0.33	0.47	0	1
Social_med	拥有社会医疗保险	31320	0.92	0.27	0	1
Pension	拥有社会养老保险	31320	0.78	0.41	0	1
Unemploy	拥有失业保险	31320	0.16	0.37	0	1
Age	年龄	31320	49.56	9.89	18	65
Sex	户主为男性	31320	0.81	0.39	0	1
Farm	农业户口	31320	0.56	0.50	0	1
Job	就业	31320	0.76	0.43	0	1
Edu	受教育年限 (年)	31320	9.79	3.72	0	22
Marry	已婚	31320	0.90	0.29	0	1
Health	身体健康	31320	0.49	0.50	0	1
Party	户主为党员	31320	0.11	0.32	0	1
Risk_pre	风险偏好	31320	0.08	0.28	0	1
Risk_aver	风险规避	31320	0.60	0.49	0	1
Per_gdp	城市人均 GDP (万元)	31320	6.50	3.45	1.53	16.74
Loan_gdp	贷款余额/GDP	31320	1.33	0.79	0.29	7.45

5 机制分析⁹

5.1 基于流动性约束视角的机制检验

在本部分实证分析中将考察数字经济能否通过缓解家庭面临的流动性约束来缩小居民收入差距从而实现共同富裕, 以验证假说 2 是否成立. 在表 4 第 (1) 列中, 本文借鉴 Zeldes (1989) 和甘犁等 (2018) 的做法, 当居民家庭的金融资产总值小于两个月永久性收入时, 界定该家庭正面临流动性约束. 实证结果显示, 数字经济的强劲发展能够改善家庭面临流动性约

⁸家庭总收入的最小值为 0.0035 万元, 由于表 2 保留两位小数, 收入约为 0.

⁹本文借鉴江艇 (2022) 的做法, 所使用的机制检验仅看数字经济对中介变量的影响效应.

表 3 基准回归: 数字经济与居民收入不平等

	(1)	(2)	(3)
	Kakwani		
Digital	-0.037*** (0.011)	-0.031*** (0.011)	-0.030*** (0.011)
Ln(Debt)		-0.002 (0.001)	-0.002* (0.001)
Ln(Asset_net)		-0.004** (0.002)	-0.004** (0.002)
Size		-0.005** (0.003)	-0.005** (0.002)
Youth		-0.002 (0.014)	-0.003 (0.014)
Old		-0.016** (0.008)	-0.014* (0.007)
House		-0.001 (0.006)	-0.002 (0.006)
Business		0.004 (0.004)	0.004 (0.004)
Insurance		0.003 (0.003)	0.003 (0.003)
Social_med		-0.003 (0.005)	-0.002 (0.004)
Pension		-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)
Unemploy		0.008** (0.004)	0.007* (0.004)
Age			0.003 (0.002)
Age2			-0.003 (0.002)
Sex			-0.005 (0.004)
Farm			-0.001 (0.005)
Job			0.005 (0.003)
Edu			-0.001 (0.001)
Marry			0.007 (0.005)
Health			-0.001 (0.003)

表 3 (续)

	(1)	(2)	(3)
Kakwani			
Party			0.003 (0.005)
Risk_pre			0.010 (0.011)
Risk_aver			-0.033*** (0.007)
Per_gdp			-0.009 (0.008)
Loan_gdp			-0.026** (0.011)
个体固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
Observations	31,320	31,320	31,320
R-squared	0.127	0.130	0.147

注: 该表格括号内为区县层面聚类稳健标准误; *, **, *** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平. 后表与此相同.

表 4 基于流动性约束视角的机制检验

	(1)	(2)
	Liq_constraint (家庭金融资产总值 小于两个月永久性收入)	Liq_constraint (高流动性资产不 超过当期年收入的一半)
Digital	-0.338*** (0.035)	-0.150*** (0.034)
控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
Observations	31,320	31,320
R-squared	0.035	0.042

束的状况, 并在 1% 水平显著. 为进一步考察流动性约束机制的稳健性, 本文还参考 Kaplan et al. (2014), 臧旭恒和张欣 (2018), 根据“家庭的高流动性资产没有大于年收入的一半”来作为流动性约束家庭的代理变量. 在第 (2) 列中, 可以发现, 数字经济依然能够显著降低居民家庭面临流动性约束的概率, 不改上述结论. 可见, 随着数字信息技术的蓬勃发展, 数字经济有助于改善信息不对称, 克服市场摩擦, 从而有效缓解流动性约束难题 (Bhattacharya and Patnaik (2016), Philippon (2019)). 根据前文解释, 流动性约束的缓解有助于实现非自愿被金融机构排斥的弱势群体进入金融市场, 让居民收入不平等得以改善 (张贺和白钦先 (2018)). 由此, 本部分的机制回归结果表明数字经济能够通过缓解居民家庭面临的流动性约

束,从而降低居民收入不平等,与本文的假说2相吻合.

5.2 基于创业视角的机制检验

在表5的(1)~(7)列中,本文参考尹志超等(2015)分别以是否创业、是否为自雇佣创业、是否为非自雇佣创业、是否为主动创业、是否未来打算创业、去年是否有创新以及创新投入为被解释变量,以观察数字经济对居民创业活跃度的影响效应.可以发现,数字经济发展可以带动居民创业活跃度的提升,对自雇佣创业和非自雇佣创业均有明显的正向影响,其中在自雇佣创业中的促进效应更为显著.可能在于,非自雇佣创业属于规模较大、资金充足的股份有限公司和有限责任公司,而自雇佣创业主要是个体户,根据《2016年世界发展报告:数字红利》,数字经济的快速发展会涌现出众多的自主创业与自营职业的新机会(尹志超等(2021)).进一步来说,数字经济的强劲发展有助于家庭开展主动创业,增强未来创业意愿,提高对自营企业的创新概率和创新投入水平.与此同时,创业可以拓宽低收入阶层的增收渠道与带动更多长尾群体就业来改善收入不平等状况(宋冬林等(2022)).因此,本文认为数字经济会通过衍生出众多的创业机会来提升居民创业活跃度,从而降低居民收入不平等,假说3得以验证.

表5 基于创业视角的机制检验¹⁰

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	是否创业	自雇佣创业	非自雇佣创业	主动创业	未来创业	是否创新	创新投入
Digital	0.505*** (0.025)	0.464*** (0.026)	0.078*** (0.012)	0.447*** (0.025)	0.050*** (0.016)	0.233*** (0.018)	0.151*** (0.023)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
Observations	31,320	31,320	31,320	31,320	31,320	31,320	31,320
R-squared	0.162	0.133	0.039	0.137	0.045	0.066	0.036

5.3 基于社会网络视角的机制检验

在表6第(1)列,参考杨汝岱等(2011),采取“通信、电视、上网费”等通讯费用作为居民家庭社会网络水平的代理变量.实证结果表明,数字经济对于扩大家庭社会网络存在显著的正向效应,且估计系数在1%的水平上显著.进一步考虑到家庭礼金支出是社会网络的主要维护或投资成本,于是本文借鉴易行健等(2012)的做法,将家庭节假日与红白喜事的礼金支出作为微观家庭社会网络水平的代理指标.更换机制变量的衡量方式后,实证结果如表6第(2)列所示,可以发现,数字经济依然能够通过提升社会网络水平,进而缓解居民收入不平等.另外,根据孙永苑等(2016)的分析,家庭的礼金支出可分为正常支出和非正常支出两个部分,正常支出主要包涵家庭的经济状况、家庭结构等方面的开销,但不包括家庭新建和维护关系的支出;而非正常支出是用于新建和维系关系的支出.因此,本文基于稳健性考虑选取非正常礼金支出作为家庭社会网络的又一衡量方式,表6第(3)列的实证结果仍然得到一致的结论.这意味着,数字经济有效克服了传统社交圈的时空壁垒,更好地拓宽了居民的社会交

¹⁰由于该部分创业作为被解释变量,于是在该部分本文未控制创业变量,避免产生多重共线性.

表 6 基于社会网络视角的机制检验

	(1)	(2)	(3)
	Social_net (通讯费用)	Social_net (礼金支出)	Social_net (非正常的礼金支出)
Digital	0.007*** (0.002)	0.104*** (0.025)	0.086*** (0.025)
控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
Observations	31,320	31,320	31,320
R-squared	0.043	0.010	0.009

往范围 (Ellison et al. (2007), Steinfield et al. (2008)). 根据前文, 社会网络水平的提升能够促进成员间的转移支付与丰富居民家庭赚取收入的途径, 进而有效降低居民收入不平等 (Munshi and Rosenweig (2009), 尹志超等 (2021), 宋冬林等 (2022)), 据此假说 4 得以验证.

6 异质性讨论与进一步分析

6.1 基于区域异质性的扩展讨论

由于东中西部地区存在数字经济发展程度和基础设施差异, 致使数字经济的效用发挥可能会有所不同. 为了识别该异质性影响是否存在, 本文将不包含港澳台地区的 31 个省份、自治区与直辖市划分为东部地区和中西部地区¹¹两个子样本, 并分别进行回归, 表 7 第 (1)~(2) 列报告了相关分组回归结果, 可以发现, 中西部地区家庭的居民收入不平等受到数字经济带来的经济效益明显高于东部地区家庭. 进一步考虑到城乡地区的数字经济发展水平和基础设施亦存在明显的差异. 于是本文根据居民家庭所处的地区划分为城镇和农村两个子样本, 并分别进行估计. 从表 7 第 (3)~(4) 列的实证结果来看, 数字经济对居民收入差距的缩小作用在农村地区更为明显. 为佐证上述结论, 本文还参考《2020-2021 数字经济发展报告》¹²将我国各省份数字经济发展程度划分为四大梯队¹³. 其中第一、二梯队为数字经济发展程度较高的区域, 第三、四梯队为数字经济发展程度较低的区域, 具体结果如表 7 第 (5)~(6) 列所示. 可以发现, 相比于数字经济发展程度较高地区, 数字经济发展更显著地缓解了数字经济发展程度较低地区的居民收入分配. 另外从数字技术的角度分析, 参考赵涛等 (2020) 以城市层面互联网宽带接入用户数/总户数¹⁴作为数字基础设施的代理变量, 并根据中位数划分为互联网宽带接入用户数比重较高的地区和互联网宽带接入用户数比重较低的地区. 结果如表 7 第

¹¹参考国家统计局 2016 年全国房地产开发投资和销售情况对东部、中部、西部的划分: 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南 11 个省(市); 中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南 8 个省; 西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆 12 个省(市、自治区).

¹²该报告由国家工业信息安全发展研究中心编制, 从属于工业和信息化蓝皮书系列报告.

¹³浙江、上海、广东、北京为第一梯队; 江苏、福建、山东、天津、重庆、湖南、河北、河南、四川、湖北为第二梯队; 贵州、安徽、陕西、黑龙江、海南、江西、辽宁、云南、山西、青海、吉林为第三梯队; 内蒙古、甘肃、广西、新疆、宁夏、西藏为第四梯队.

¹⁴数据来源: CEIC 数据库.

表 7 数字经济发展程度和基础设施的异质性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	东部	中西部	城镇	农村	第 1 梯 队和第 2 梯队	第 3 梯 队和第 4 梯队	互联网 宽带接 入用户 数比重高	互联网 宽带接 入用户 数比重低
Digital	-0.017 (0.013)	-0.044** (0.018)	-0.013 (0.010)	-0.075*** (0.027)	-0.016 (0.013)	-0.054*** (0.020)	-0.012 (0.013)	-0.028* (0.017)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
Observations	16138	15,182	20,939	10,381	19182	12,138	15,465	15,855
R-squared	0.289	0.060	0.180	0.064	0.192	0.173	0.362	0.080

(7)~(8) 列所示, 数字经济对居民收入差距的缩小效应更多发生在互联网宽带接入用户数比重低的地区。综上所述, 数字经济对居民收入差距的缩小作用会受到区域数字经济发展程度和数字基础设施的影响, 随着区域数字发展程度的上升以及数字基础设施的完善, 该地区居民家庭的收入差异程度会逐渐下降, 进而强化数字经济对共同富裕的促进作用。

6.2 基于居民家庭异质性的扩展讨论

6.2.1 基于受教育程度异质性的分析

本文根据户主受教育年限将样本分为文盲/半文盲、小学、初中、高中/中专和大专及以上学历五个子样本, 尝试探讨数字经济对居民收入不平等的缓解效果是否会受到户主受教育程度的影响, 分组回归结果如表 8 所示。可以发现, 随着户主受教育年限的增加, 数字经济对居民收入差距的降低作用不断下降, 且数字经济更加显著地降低了文盲/半文盲居民家庭的收入不平等。这说明数字经济对居民收入不平等的缓解作用会受到个体受教育程度的影响, 数字经济的渗透能较好地突破传统学习模式的壁垒, 为广大网民搭建线上学习平台, 让更多受教

表 8 受教育程度高低的异质性检验¹⁵

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	文盲/半文盲	小学	初中	高中/中专	大专及以上学历
Digital	-0.172*** (0.059)	-0.117*** (0.027)	-0.087*** (0.018)	-0.033** (0.015)	-0.017 (0.015)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
Observations	1,200	6,409	11,930	6,942	4,839
R-squared	0.147	0.103	0.147	0.200	0.223

¹⁵本文对该异质性部分进行了似不相关 (SUR) 检验, 结果显示在 1% 的显著性水平上拒绝了原假设, 表明组间系数存在显著差异。

育程度较低的群体享受到数字经济的红利,有效缓解因教育鸿沟造成的收入不平等现象,从而有利于人民群众共享发展成果,实现共同富裕。

6.2.2 基于金融素养异质性的分析

本文尝试探讨数字经济发展对居民收入差距的降低作用是否会受到个体金融素养的影响。本文使用 CHFS2015–2017 问卷¹⁶中关于金融知识的五道题构建个体金融素养水平的代理变量,并根据五道题得分的中位数分为高低两组进行回归。根据表 9 第 (1)~(2) 列的回归结果可以发现,数字经济对于居民收入差距的缩小作用更多发生在金融素养较低的微观家庭。为佐证上述结论的可靠性,本文还选取问卷中“关注经济金融信息多少”这一问题作为居民金融素养水平高低的衡量指标。表 9 第 (3)~(4) 列报告了相应的分组回归结果,可以发现,数字经济对于居民收入不平等的降低作用仅在关注经济金融信息较少的户主家庭中具有统计显著性,这再一次说明数字经济对居民收入不平等的缓解效应会受到个体金融素养高低的影响。由此我们认为,以互联网为代表的数字技术的广泛应用,将使得金融服务的覆盖范围与触达能力大幅提高,这为被排斥在传统金融服务外的长尾群体提供了更多参与金融市场的机会,从而促进共同富裕。

6.2.3 基于数字鸿沟异质性的分析

数字经济作为社会经济高质量发展的关键力量的同时,因基础设施相对落后、数字技术区间传播不平衡等导致的数字鸿沟现象也日益凸显。基于此,本文尝试探讨数字经济对居民收入差距的缩小作用是否会受到数字鸿沟问题的影响。本文借鉴尹志超等(2021)的做法,从“接入能力”和“使用能力”采取 CHFS2015–2017 问卷的 6 个指标¹⁷通过因子分析及标准化处理得到微观个体的数字鸿沟指数,并按中位数分为数字鸿沟较高的样本家庭和数字鸿沟较低的样本家庭。表 10 报告了分组回归的实证结果,可以发现,在数字鸿沟较高的居民家庭中,数字经济对居民收入差距的缩小作用才具有统计显著性,这验证了本文的猜想,数字经济的渗透的确能够让更多数字社会中被“边缘化”的群体享受到数字经济发展红利,有效缓解数

表 9 金融素养高低的异质性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	金融素养较低	金融素养较高	关注经济金融信息较少	关注经济金融信息较多
Digital	-0.025* (0.014)	-0.022 (0.015)	-0.031*** (0.011)	-0.016 (0.031)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
Observations	23,376	7,944	28,461	2,859
R-squared	0.120	0.332	0.149	0.141

¹⁶2017 年家庭金融调查问卷有关于金融知识的详细问题,其中,可以反映受访者客观金融素养的题目共有 8 道题,但部分问题仅询问了新受访用户。因此在结合 2015 年家庭金融调查问卷信息之后,本文仅采用其中 5 道题构建金融素养代理变量,每题答对为 1 分,得分相加代表受访者金融素养水平,最高 5 分,最低 0 分。

¹⁷这 6 个指标均来自 CHFS 问卷信息,如需要,请联系作者。

字鸿沟加剧的收入不平等现象,从而更好地推动共同富裕.

6.3 进一步分析:数字经济分指数对居民收入不平等的影响

据前文所述,我们参考《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》并结合 CHFS 的数据可得性,将家庭数字经济综合指数主要分为三个方面:数字技术应用、数字要素驱动和数字化效率提升.对此,我们从这三个角度基于因子分析法构建对应的细分指数并进行标准化处理,进一步考察数字经济分指数对居民收入不平等的影响效应是否存在差异,结果如表 11 所示,可以发现这三个分指数的提升均能够显著降低居民收入不平等.从回归系数大小来看,数字化效率提升指数对居民收入差距的抑制作用更大,这表明数字金融与数字商贸经营通过缓解流动性、增加财产性收入和提升创业活跃度从而更好地起到缩小收入差距的作用,能够更好地强化对共同富裕的促进作用.

表 10 数字鸿沟高低的异质性检验

	(1)	(2)
	数字鸿沟较低	数字鸿沟较高
Digital	-0.019 (0.078)	-0.036** (0.016)
控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
Observations	18,730	12,590
R-squared	0.083	0.306

表 11 数字经济与居民收入不平等:分指数回归

	(1)	(2)	(3)
	Kakwani		
Digital_tech	-0.041*** (0.014)		
Digital_fact		-0.009** (0.004)	
Digital_effic			-0.081* (0.044)
控制变量	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
Observations	31,320	31,320	31,320
R-squared	0.168	0.167	0.124

7 内生性与稳健性讨论

7.1 内生性问题讨论

本文基准回归部分虽然通过双向固定效应估计缓解了不随时间变化的个体效应的影响,同时也尽可能多地纳入了户主个人特征、家庭特征和地区经济发展特征的控制变量以缓解可能存在的遗漏变量问题,但依然可能存在其他难以观测的遗漏变量同时影响数字经济和居民收入不平等.因此,本文进一步使用工具变量估计来探讨数字经济发展与居民收入不平等之间的关系.本文参考黄群慧等(2019),选取城市层面在 1984 年每万人拥有的邮局数作为核心解释变量(Digital)的工具变量.一方面,数字经济是以互联网为代表的新兴技术产生的新型经济形态(荆文君和孙宝文(2019)).具体而言,历史上人们的信息沟通方式主要是通过邮局系统,而互联网是作为传统通信技术的延续发展,这也意味着历史上邮电局分布数量较高的地区极有可能是互联网和数字技术普及率较高的地区.从这个意义上讲,选取每万人拥有的邮局数作为 digital 的工具变量符合了相关性条件.另一方面,相较于互联网与数字技术的

蓬勃发展, 历史上的邮局数量对于家庭总收入的影响正日渐式微 (黄群慧等 (2019), 赵涛等 (2020)), 符合排他性条件. 同时, 前文选用的工具变量原始数据为横截面形式, 不能直接用于面板数据的计量分析. 于是本文根据 Nunn and Qian (2014) 的方法, 引入一个随时间变化的变量来构造面板工具变量. 具体而言, 本文选取了 1984 年各城市的每万人邮电局数与各城市上一年互联网宽带接入用户数的交互项作为内生性处理的工具变量.

其中, 表 12 第 (1)~(2) 列汇报了工具变量回归的两阶段结果. 第一阶段回归结果显示, 工具变量与核心解释变量 (数字经济指数) 呈正相关关系, 且在 5% 水平上显著. 不可识别检验显示, Kleibergen-Paap rk LM statistic 统计量均大于临界值, 且 $p = 0.000$, 强烈拒绝不可识别的原假设, 工具变量与内生变量强相关. 另外, 弱工具变量检验显示, Kleibergen-Paap rk Wald F 统计值均远远大于 Stock-Yoo 弱工具变量的临界值 10, 由此本文认为该工具变量通过了弱工具变量检验, 符合有效性条件. 在第二阶段回归结果中, 数字经济对居民收入差距在 5% 水平上依然显著为负, 意味着本文实证结果较为稳健可信.

表 12 内生性: 工具变量法

	(1) (2)	
	第一阶段	第二阶段
	Digital	Kakwani
Digital		-0.647** (0.306)
1984 年每万人 拥有的邮局数 * 上一年互联网 宽带接入用户数	0.219** (0.097)	
控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
Observations	31,320	31,320
R-squared	0.327	0.550

7.2 稳健性检验

7.2.1 分样本回归、分位数回归和 Tobit 模型估计

为进一步验证基准回归结论的稳健性, 本文还采用了分样本回归来分析数字经济与居民收入差距的关系. 其中, 本文将根据家庭总收入的三分位数划分低收入组、中收入组与高收入组. 表 13 报告了相关的实证回归结果, 结果显示, 数字经济发展对家庭收入具有明确的正向影响, 这表明大力发展数字经济有利于促进居民收入. 从经济显著性上看, 数字经济指数每提高一个标准差, 可使低收入组的收入支出增加 13.4%; 中收入组的收入支出增加 4.1%; 高收入组的收入支出增加 3.4%. 另外, 第 (1) 列与第 (2) 列直观上比较, 低收入组核心解释变量系数是中收入组的 2 倍左右. 同理根据第 (1) 列与第 (3) 列对比, 低收入组核心解释变量系数比高收入组核心解释变量系数约大 3 倍. 可见数字经济对低收入组的收入提升作用更为明显. 综上, 结合基准回归结果和分样本回归结果, 表明数字经济发展的确能够缩小居民收入差距, 从而强化对共同富裕的促进效应, 这也有力支持了假说 1 的成立.

同时, 本文尝试采用分位数回归模型探讨数字经济对不同收入分位数的影响差异. 其中, 本文分别选取了家庭总收入在 25 分位数、50 分位数和 75 分位数的居民家庭, 回归结果如表 13 的第 (4)~(6) 列所示. 可以发现, 数字经济对不同分位数的居民家庭均在 1% 统计水平上正向显著, 说明基准结果是稳健的. 进一步从回归系数上看, 随着收入分位数的提高, 数字经济对家庭收入的正面影响呈递减趋势, 也就是数字经济对 25 分位数的居民家庭的促进效

表 13 稳健性检验: 分样本回归、分位数回归和 Tobit 模型

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	分样本回归 Ln (Income)			分位数回归 Ln (Income)			Tobit
	低收入组	中收入组	高收入组	P25	P50	P75	Kakwani
Digital	0.497*** (0.117)	0.153*** (0.048)	0.126*** (0.044)	0.810*** (0.055)	0.686*** (0.041)	0.625*** (0.043)	-0.030*** (0.009)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
Observations	10,440	10,440	10,440	31,320	31,320	31,320	31320
R-squared	0.096	0.147	0.199	0.245	0.259	0.270	0.179

注: 同表 3, Tobit 回归报告的是边际效应。

果最好, 故数字经济对居民收入不平等仍有显著的缓解效应。

另外, 由于本文的被解释变量是非负截断特征变量, 采用最小二乘法可能会使估计结果存在偏差。为检验基准回归结果的稳健性, 本文更换估计方法, 使用归并 Tobit 模型进行回归。实证结果如表 13 第 (7) 列所示, 数字经济能够显著缩小居民收入差距, 且在 1% 水平上显著, 由此说明本文基准回归结果较为稳健。

7.2.2 更换被解释变量与核心解释变量

首先, 参考黄云等 (2019), 为了避免由于变量选取的差异对回归结果造成的影响, 本文更换被解释变量, 分别将 Yitzhaki 指数和 Podder 指数作为新的被解释变量, 重新进行回归。由表 14 第 (1)~(2) 列可见, 结论仍然是稳健的。其次, 本文借鉴赵涛等 (2020) 的方法, 基于城市层面可得数据的 5 个指标¹⁸采用因子分析法构建了城市层面的数字经济指数。最后, 本文将城市层面的数字经济指数分别与个体层面的 Kakwani 指数、Yitzhaki 指数、Podder 指数以及群体层面的 Gini 指数、Theil 指数进行回归。表 14 第 (3)~(7) 列结果表明数字经济发展仍能显著缓解居民收入不平等。

8 结论与政策建议

8.1 主要结论

本文基于 2015-2017 年中国家庭金融调查 (CHFS) 数据实证分析了数字经济对共同富裕的影响效应。本文发现, 数字经济能够显著降低居民收入差距, 同时数字经济分指数也能对居民收入差距起到收窄作用, 继而推动更多居民共享发展成果, 实现共同富裕, 并且主要通过缓解居民家庭受到的流动性约束、提高居民创业活跃度以及提升家庭社会网络水平等三个机制来实现。进一步在异质性部分, 观察到数字经济对居民收入差距的降低效果在中西部、农村、数字经济发展程度较低的区域与受教育程度较低、金融素养较低、数字鸿沟较高的样本

¹⁸5 个指标具体为电信业务收入、信息传输计算机服务和软件业从业人员、互联网宽带接入用户数、移动电话用户数以及数字普惠金融指数。前 4 个指标数据来自《中国城市统计年鉴》, 中国数字普惠金融指数由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制。

表 14 稳健性检验: 更换被解释变量与核心解释变量

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Yitzhaki	Podder	Kakwani	Podder	Yitzhaki	Gini	Theil
Digital	-0.130** (0.062)	-0.036*** (0.011)					
城市层面数字经济指数			-0.178** (0.076)	-0.317*** (0.075)	-0.766* (0.406)	-0.172*** (0.047)	-0.085* (0.043)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
Observations	31320	31,320	31,320	31,320	31320	31,320	31320
R-squared	0.177	0.021	0.199	0.052	0.231	0.260	0.108

家庭中更为显著, 这体现了数字经济具有较强的“普惠性”。

8.2 政策建议

1. 深入实施数字经济发展战略, 推动数字经济转向规范发展和普惠共享的新阶段。

为了进一步有序扎实推动共同富裕, 努力提升居民福利水平, 我国应该加快推动数字经济发展, 优化数字经济发展环境, 培育数字经济新动能, 在发挥数字经济促进效率提升和经济增长的同时让数字技术普遍可获取、可使用, 使数字红利普遍惠及所有人, 这对降低收入不平等和繁荣普惠至关重要。鉴于数字经济发展对居民收入不平等的降低作用在中西部、农村和数字经济发展程度较低的地区中更为明显, 因此政府需要加快这些地区新型数字基础设施建设, 赋能经济社会数字化转型的能力全面提升, 降低数字经济发展的区域差异和城乡差异, 持续提高各地数字经济基础设施建设水平, 提高网络可及性以及数字设备和数字服务的可负担性。

2. 充分发挥数字经济在缓解信贷约束、提升创业活跃度以及扩大社会网络中的作用。

虽然借助于数字技术的数字经济在我国取得了突破性进展, 但是对于如何更好地服务于中小微企业、低收入群体以及农村居民还有很大的发展空间。金融机构需要进一步利用数字技术来缓解融资难和融资贵的难题, 更合理地利用数字技术来进行具有差异化和市场化的风险定价和风险管理以及金融产品和金融服务创新, 着力弥合群体间、机构间、城乡间的数字鸿沟。改善优化数字营商环境, 持续提升数字化政务服务水平, 释放市场主体创新活力与内生动力, 同时通过数字信息技术加快信息交互和思想传播等途径, 培育更多的创业资源、衍生更多的创业机会以及降低创业成本并最终来提升居民创业活跃度。规范网络社交行为, 搭建新型就业创业高标准平台, 打造智慧共享的新型数字生活, 创新发展“云生活”服务, 拓展社会交往等领域的应用。

3. 全社会形成合力, 建设全民终身数字学习体系, 着力提升全民数字素养与技能。

国家在大力推进数字经济发展的同时需要考虑到目前不但存在数字技术的接入鸿沟, 而且存在数字技术的使用鸿沟, 从而导致结果鸿沟, 因此需要建设全民终生数字学习体系, 着力提升全民素质素养和数字技能。需要加大优质数字教育资源供给, 提升学校数字教育教学水

平,完善数字技能职业教育培训体系,多渠道搭建数字学习服务平台.在建设全民终生数字学习体系同时,可以考虑内嵌金融知识普及教育,推动金融知识纳入国民教育体系,进一步全面提升国民数字素养和金融素养,尽可能降低数字鸿沟,从而更有效地使数字红利惠及到所有群体,助推共同富裕目标实现.

参 考 文 献

- 艾小青,田雅敏,(2022).数字经济的减贫效应研究[J].湖南大学学报(社会科学版),36(1):50-56.
Ai X Q, Tian Y M, (2022). The Poverty Reduction Effect of the Digital Economy[J]. Journal of Hunan University Social Sciences, 36(1): 50-56.
- 甘犁,赵乃宝,孙永智,(2018).收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率[J].经济研究,53(12):34-50.
Gan L, Zhao N B, Sun Y Z, (2018). Income Inequality, Liquidity Constraints and China's Household Savings Rate[J]. Economic Research Journal, 53(12): 34-50.
- 何宗樾,宋旭光,(2020).数字经济促进就业的机理与启示——疫情发生之后的思考[J].经济学家,(5):58-68.
He Z Y, Song X G, (2020). The Mechanism and Enlightenment of Digital Economy Promoting Employment — Thinking after the Coronavirus Epidemic[J]. Economist, (5): 58-68.
- 胡鞍钢,王蔚,周绍杰,鲁钰锋,(2016).中国开创“新经济”——从缩小“数字鸿沟”到收获“数字红利”[J].国家行政学院学报,(3):4-13.
Hu A G, Wang W, Zhou S J, Lu Y F, (2016). China Opens up a “New Economy” — From Narrowing the “Digital Divide” to Reaping the “Digital Dividend”[J]. Chinese Academy of Governance, (3): 4-13.
- 黄露露,(2022). 社会网络、风险分担与家庭储蓄率——来自中国城镇居民的证据[J]. 经济学(季刊), 22(1): 87-108.
Huang L L, (2022). Social Network, Risk Sharing and Household Savings Rate — Evidence from Urban China[J]. China Economic Quarterly, 22(1): 87-108.
- 黄群慧,余泳泽,张松林,(2019).互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J].中国工业经济,(8):5-23.
Huang Q H, Yu Y Z, Zhang S L, (2019). Internet Development and Productivity Growth in Manufacturing Industry: Internal Mechanism and China Experiences[J]. China Industrial Economics, (8): 5-23.
- 黄云,任国强,周云波,(2019).收入不平等对农村居民身心健康的影响——基于CGSS2015数据的实证分析[J].农业技术经济,(3):25-37.
Huang Y, Ren G Q, Zhou Y B, (2019). The Impact of Income Inequality on the Physical and Mental Health of the Rural Residents: Empirical Analysis Based on CGSS2015[J]. Journal of Agrotechnical Economics, (3): 25-37.
- 江艇,(2022).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,(5):100-120.
Jiang T, (2022). Mediating Effects and Moderating Effects in Causal Inference[J]. China Industrial Economics, (5): 100-120.
- 荆文君,孙宝文,(2019).数字经济促进经济高质量发展:一个理论分析框架[J].经济学家,(2):66-73.
Jing W J, Sun B W, (2019). Digital Economy Promotes High-quality Economic Development: A Theoretical Analysis Framework[J]. Economist, (2): 66-73.
- 李实,朱梦冰,(2018).中国经济转型40年中居民收入差距的变动[J].管理世界,34(12):19-28.

- Li S, Zhu M B, (2018). Changes in the Income Gap of Residents in the 40 Years of China's Economic Transformation[J]. *Management World*, 34(12): 19–28.
- 刘诚, (2022). 数字经济与共同富裕: 基于收入分配的理论分析 [J]. *财经问题研究*, (4): 25–35.
- Liu C, (2022). Digital Economy with Common Prosperity: A Theoretical Analysis based on Income Distribution[J]. *Research on Financial and Economic Issues*, (4): 25–35.
- 罗楚亮, 李实, 岳希明, (2021). 中国居民收入差距变动分析 (2013–2018)[J]. *中国社会科学*, (1): 33–54.
- Luo C L, Li S, Yue X M, (2021). An Analysis of Changes in the Extent of Income Disparity in China (2013–2018)[J]. *Social Sciences in China*, (1): 33–54.
- 马光荣, 杨恩艳, (2011). 社会网络、非正规金融与创业 [J]. *经济研究*, 46(3): 83–94.
- Ma G R, Yang E Y, (2011). Social Networks, Informal Finance and Entrepreneurship[J]. *Economic Research Journal*, 46(3): 83–94.
- 牟天琦, 刁璐, 霍鹏, (2021). 数字经济与城乡包容性增长: 基于数字技能视角 [J]. *金融评论*, 13(4): 36–57.
- Mou T Q, Diao L, Huo P, (2021). Digital Economy and Inclusive Growth of Urban and Rural Areas: An Analysis from the Perspective of Digital Skills[J]. *Chinese Review of Financial Studies*, 13(4): 36–57.
- 戚聿东, 褚席, (2021). 数字生活的就业效应: 内在机制与微观证据 [J]. *财贸经济*, 42(4): 98–114.
- Qi J D, Chu X, (2021). The Employment Effect of Digital Life: The Internal Mechanism and Micro Evidence[J]. *Finance & Trade Economics*, 42(4): 98–114.
- 孙永苑, 杜在超, 张林, 何金财, (2016). 关系、正规与非正规信贷 [J]. *经济学 (季刊)*, 15(2): 597–626.
- Sun Y Y, Du Z C, Zhang L, He J C, (2016). Guanxi, Formal and Informal Credit[J]. *China Economic Quarterly*, 15(2): 597–626.
- 宋冬林, 田广辉, 徐英东, (2022). 数字金融改善了收入不平等状况吗? —— 基于创业的收入与就业效应研究[J]. *兰州大学学报 (社会科学版)*, 50(3): 38–51.
- Song D L, Tian G H, Xu Y D, (2022). Does Digital Finance Improve Income Equality Status? — A Reasearch on the Income and Employment Effects of Entrepreneurship[J]. *Journal of Lanzhou University*, 50(3): 38–51.
- 王春超, 周先波, (2013). 社会资本能影响农民工收入吗? —— 基于有序响应收入模型的估计和检验 [J]. *管理世界*, (9): 55–68.
- Wang C C, Zhou X B, (2013). Does Social Capital Affect Farmer-migrants' Income? An Analysis Based on Models of Estimation and Test of the Ordered Response[J]. *Management World*, (9): 55–68.
- 谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 郭峰, (2018). 数字金融能促进创业吗? —— 来自中国的证据 [J]. *经济学 (季刊)*, 17(4): 1557–1580.
- Xie X L, Shen Y, Zhang H X, Guo F, (2018). Can Digital Finance Promote Entrepreneurship? — Evidence from China[J]. *China Economic Quarterly*, 17(4): 1557–1580.
- 杨碧云, 魏小桃, 易行健, 张凌霜, (2022). 数字经济对共享发展影响的微观经验证据: 基于消费不平等的视角 [J]. *国际金融研究*, (10): 15–25.
- Yang B Y, Wei X T, Yi X J, Zhang L S, (2022). Micro-empirical Evidence of the Effect of Digital Economy on the Development for the Benefit of All: Based on the Perspective of Consumption Inequality[J]. *Studies of International Finance*, (10): 15–25.
- 杨波, 王向楠, 邓伟华, (2020). 数字普惠金融如何影响家庭正规信贷获得? —— 来自 CHFS 的证据 [J]. *当代经济科学*, 42(6): 74–87.
- Yang B, Wang X N, Deng W H, (2020). How does Digital Inclusive Finance Affect Households' Access to Formal Credit? — Evidence from CHFS[J]. *Modern Economic Science*, 42(6): 74–87.

- 杨汝岱, 陈斌开, 朱诗娥, (2011). 基于社会网络视角的农户民间借贷需求行为研究 [J]. 经济研究, 46(11): 116–129.
- Yang R D, Chen B K, Zhu S E, (2011). The Credit Behavior of Rural Households from the Perspective of Social Network[J]. Economic Research Journal, 46(11): 116–129.
- 叶文平, 李新春, 陈强远, (2018). 流动人口对城市创业活跃度的影响: 机制与证据 [J]. 经济研究, 53(6): 157–170.
- Ye W P, Li X C, Chen Q Y, (2018). How Immigrant Populations Affect City Entrepreneurship Activity: Mechanisms and Evidence[J]. Economic Research Journal, 53(6): 157–170.
- 易行健, 张波, 杨汝岱, 杨碧云, (2012). 家庭社会网络与农户储蓄行为: 基于中国农村的实证研究 [J]. 管理世界, (5): 43–51.
- Yi X J, Zhang B, Yang R D, Yang B Y, (2012). The Family Social Network and the Rural Household Saving Behavior: A Case Study Based on China's Villages[J]. Management World, (5): 43–51.
- 尹志超, 张号栋, (2018). 金融可及性、互联网金融和家庭信贷约束 —— 基于 CHFS 数据的实证研究 [J]. 金融研究, (11): 188–206.
- Yin Z C, Zhang H D, (2018). Financial Availability, Internet Finance and Households' Credit Constraints: Evidence from CHFS Data[J]. Journal of Financial Research, (11): 188–206.
- 尹志超, 蒋佳伶, 严雨, (2021). 数字鸿沟影响家庭收入吗 [J]. 财贸经济, 42(9): 66–82.
- Yin Z C, Jiang J L, Yan Y, (2021). Does the Digital Divide Affect Household Income?[J]. Finance & Trade Economics, 42(9): 66–82.
- 尹志超, 宋全云, 吴雨, 彭嫦燕, (2015). 金融知识、创业决策和创业动机 [J]. 管理世界, (1): 87–98.
- Yin Z C, Song Q Y, Wu Y, Peng C Y, (2015). Financial Literacy, Entrepreneurial Decisions, and Entrepreneurial Motivation[J]. Management World, (1): 87–98.
- 臧旭恒, 张欣, (2018). 中国家庭资产配置与异质性消费者行为分析 [J]. 经济研究, 53(3): 21–34.
- Zang X H, Zhang X, (2018). Household Asset Allocation and Heterogeneous Consumer Behavior in China[J]. Economic Research Journal, 53(3): 21–34.
- 张贺, 白钦先, (2018). 数字普惠金融减小了城乡收入差距吗? —— 基于中国省级数据的面板门槛回归分析[J]. 经济问题探索, (10): 122–129.
- Zhang H, Bai Q X, (2018). Does the Digital Inclusive Finance Reduce the Income Gap between Urban and Rural Areas? Based on Panel Threshold Regression of Provincial Data in China[J]. Inquiry into Economic Issues, (10): 122–129.
- 张勋, 万广华, 张佳佳, 何宗樾, (2019). 数字经济、普惠金融与包容性增长 [J]. 经济研究, 54(8): 71–86.
- Zhang X, Wang G H, Zhang J J, He Z Y, (2019). Digital Economy, Financial Inclusion, and Inclusive Growth[J]. Economic Research Journal, 54(8): 71–86.
- 赵人伟, 李实, (1997). 中国居民收入差距的扩大及其原因 [J]. 经济研究, (9): 19–28.
- Zhao R W, Li S, (1997). The Widening of Income Gap of Chinese Residents and Its Causes[J]. Economic Research Journal, (9): 19–28.
- 赵涛, 张智, 梁上坤, (2020). 数字经济、创业活跃度与高质量发展 —— 来自中国城市的经验证据 [J]. 管理世界, 36(10): 65–76.
- Zhao T, Zhang Z, Liang S K, (2020). Digital Economy, Entrepreneurship, and High-quality Economic Development: Empirical Evidence from Urban China[J]. Management World, 36(10): 65–76.
- Bhattacharya R, Patnaik I, (2016). Financial Inclusion, Productivity Shocks, and Consumption Volatility in Emerging Economies[J]. The World Bank Economic Review, 30(1): 171–201.
- Bogan V, (2008). Stock Market Participation and the Internet[J]. Journal of Financial and Quantitative

- Analysis, 43(1): 191–211.
- Bruton G D, Ketchen D J, Ireland R D, (2013). Entrepreneurship as a Solution to Poverty[J]. *Journal of Business Venturing*, 28(6): 683–689.
- Bruton G, Khavul S, Siegel D, et al, (2015). New Financial Alternatives in Seeding Entrepreneurship: Microfinance, Crowdfunding, and Peer-to-peer Innovations[J]. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 39(1): 9–26.
- Cullen J B, Johnson J L, Parboteeah K P, (2014). National Rates of Opportunity Entrepreneurship Activity: Insights from Institutional Anomie Theory[J]. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 38(4): 775–806.
- Deaton A, Paxson C, (1994). Intertemporal Choice and Inequality[J]. *Journal of Political Economy*, 102(3): 437–467.
- Dominguez S, Watkins C, (2003). Creating Networks for Survival and Mobility: Social Capital among African-American and Latin-American Low-income Mothers[J]. *Social Problems*, 50(1): 111–135.
- Ellison N B, Steinfield C, Lampe C, (2007). The Benefits of Facebook “Friends”: Social Capital and College Students’ Use of Online Social Network Sites[J]. *Journal of Computer-Mediated Communication*, 12(4): 1143–1168.
- Foltz J D, (2004). Credit Market Access and Profitability in Tunisian Agriculture[J]. *Agricultural Economics*, 30(3): 229–240.
- Garner T I, (1993). Consumer Expenditures and Inequality: An Analysis Based on Decomposition of the Gini Coefficient[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 75(1): 134–138.
- Goldfarb A, Tucker C, (2019). Digital Economics[J]. *Journal of Economic Literature*, 57(1): 3–43.
- Hoff K, Stiglitz J E, (1990). Imperfect Information and Rural Credit Markets — Puzzles and Policy Perspectives[J]. *World Bank Economic Review*, 4(3): 235–250.
- Kakwani N, (1984). The Relative Deprivation Curve and Its Applications[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2(4): 384–394.
- Kaplan G, Violante G L, Weidner J, (2014). The Wealthy Hand-to-mouth[J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, (1): 77–138.
- Khaki A R, (2017). Does Access to Finance Alleviate Poverty? A Case Study of SGSY Beneficiaries in Kashmir Valley[J]. *International Journal of Social Economics*, 44(8): 1032–1045.
- Kimhi A, (2010). Entrepreneurship and Income Inequality in Southern Ethiopia[J]. *Small Business Economics*, 34(1): 81–91.
- Kinnan C, Townsend R, (2012). Kinship and Financial Networks, Formal Financial Access, and Risk Reduction[J]. *American Economic Review*, 102(3): 289–293.
- Mbiti I, Weil D N, (2013). The Home Economics of E-money: Velocity, Cash Management, and Discount Rates of M-Pesa Users[J]. *American Economic Review*, 103(3): 369–374.
- Meyer B D, Sullivan J X, (2017). Consumption and Income Inequality in the US Since the 1960s[R]. National Bureau of Economic Research.
- Munshi K, Rosenzweig M, (2009). Why is Mobility in India so Low? Social Insurance, Inequality, and Growth[R]. National Bureau of Economic Research.
- Nunn N, Qian N, (2014). US Food Aid and Civil Conflict[J]. *American Economic Review*, 104(6): 1630–1666.
- Philippon T, (2016). The Fintech Opportunity[R]. National Bureau of Economic Research.
- Philippon T, (2019). On Fintech and Financial Inclusion[R]. National Bureau of Economic Research.

- Podder N, (1996). Relative Deprivation, Envy and Economic Inequality[J]. *Kyklos*, 49(3): 353-376.
- Ren G, Pan X, (2016). An Individual Relative Deprivation Index and Its Curve Considering Income Scope[J]. *Social Indicators Research*, 126(3): 935-953.
- Samila S, Sorenson O, (2011). Venture Capital, Entrepreneurship, and Economic Growth[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 93(1): 338-349.
- Steinfeld C, Ellison N B, Lampe C, (2008). Social Capital, Self-esteem, and Use of Online Social Network Sites: A Longitudinal Analysis[J]. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 29(6): 434-445.
- Yitzhaki S, (1979). Relative Deprivation and the Gini Coefficient[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 321-324.
- Zeldes S P, (1989). Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation[J]. *Journal of Political Economy*, 97(2): 305-346.
- Zeng M, Reinartz W, (2003). Beyond Online Search: The Road to Profitability[J]. *California Management Review*, 45(2): 107-130.