多重数字鸿沟对家庭收入不平等的影响

——基于CFPS的经验数据

罗建兵，张泽阳

（中南林业科技大学经济管理学院，长沙 410004）

摘要：基于共同富裕与缩小不平等目标，针对数字鸿沟这一挑战，利用2016—2022年中国家庭追踪调查（CFPS）四期数据，考察多重数字鸿沟（接入、使用、能力）对城市家庭收入不平等的影响。研究发现，数字鸿沟扩大会加剧家庭收入不平等，接入鸿沟、能力鸿沟占主导作用，并且在年轻群体、东部及东北部地区更为明显。然而，教育支出与金融投资水平的提高能弱化这一影响。此外，数字鸿沟会通过抑制创业倾向的中介机制加剧收入不平等。

关键词：多重数字鸿沟；家庭收入不平等；创业倾向；教育支出；金融投资

中图分类号：F124.7；F126.2 **文献标志码：**A **文章编号：**1671－1807(2026)01－0329－11

数字经济的快速发展正在全球范围内深刻重塑经济增长模式和社会结构。依据世界经济论坛2024年报告数据显示，数字经济占全球GDP比重超过18%。同时，《中国数字经济发展研究报告（2024年）》显示，中国数字经济规模已由2012年的11.2万亿元增长至2023年的53.9万亿元，11年间规模扩张了3.8倍，占GDP比重突破42%，成为经济增长的核心引擎。作为新一轮技术革命的产物，数字经济通过技术创新、产业融合与效率提升为高质量发展注入强大动能。

然而，在推动经济增长的同时，数字技术的渗透也正在重构收入分配格局，加剧社会不平等风险[1]。与传统发展范式下劳动、资本等要素初始配置差异导致的收入分化不同，数字化时代的不平等更深刻地表现为技术与信息获取能力的分化。不同家庭在数字资源接入、技术转化能力及经济收益分配上的显著差异，使得数字经济红利呈现“数字阶层固化”态势[2]。尤其在城市家庭内部，高收入群体凭借教育、设备与网络资源优势快速占据数字化高地，而低收入家庭则面临接入成本、技能壁垒与转化效能等多重约束，导致“数字排斥”现象日益凸显[3]。

理解收入不平等演化路径的关键在于剖析其内在逻辑结构——多重数字鸿沟。数字鸿沟的内涵伴随技术迭代持续深化，已从最初的接入差距（第一重鸿沟，表征网络与终端设备的可获得性）拓展为涵盖技术使用深度与效率（第二重鸿沟，体现技术操作与应用能力）及成果分配公平性（第三重鸿沟，反映数字红利分配失衡）的多维体系[4]。接入鸿沟构成数字参与的基础门槛，使用鸿沟影响数字参与的效率差异，分配鸿沟则最终决定数字参与收益的公平格局，三者共同形塑了数字经济时代的收入分配演进轨迹。

现有研究围绕数字鸿沟与收入不平等的关联已形成系统理论基础。在概念界定与测度方面，数字鸿沟自20世纪90年代提出以来，其内涵经历了从早期聚焦信息技术接入的二元差异，即技术使用者与非使用者的社会差距[5]，随后伴随信息及通信技术（information and communication technology，ICT）普及转向关注使用鸿沟，体现为个体数字技能与知识差异，进而发展到结果鸿沟，强调技术转化能力导致的效益获取不均的理论演进。三重维度构成递进式分析框架，本质上反映了从技术可及性、应用效能到获益公平性的多层次社会分化[6]。量化评估方面，学术界尚未形成统一范式。在微观层面，现有研究主要聚焦于个体或家庭层面的数字行为差异与能力差距。大多学者通过设计具体的行为、技能或态度指标直接测量数字鸿沟，并揭示

收稿日期：2025-06-29

基金项目：湖南省自然科学基金面上项目（2021JJ31168）

作者简介：罗建兵（1972—），男，湖南邵东人，博士，副教授，研究方向为产业经济、数字经济；通信作者张泽阳（1998—），男，河北保定人，硕士研究生，研究方向为数字经济。

其深层成因及对弱势群体的影响[7-8]。少数学者利用家庭调查数据[如CFPS(中国家庭追踪调查)、CHFS(中国家庭金融调查)]构建综合指数进行量化评估[9-10]。

关于收入不平等的测算与影响因素,现有研究多采用基尼系数、泰尔指数等相对指标,以及收入分位数比值等绝对指标[11-12]。家庭层面的收入不平等测算更为复杂,城市家庭收入分化既受成员结构、教育禀赋等内部因素制约,也因地理区位、产业结构转型等外部因素加剧。Cheng[13]指出,家庭内部收入差异受成员结构、教育水平与社会资本等多维因素交织影响;Wang等[14]进一步发现,区域发展差异及产业结构调整显著加剧城市家庭收入分化。

在作用机理方面,多重数字鸿沟通过差异化路径影响收入分配格局。其一,接入鸿沟的区域与群体异质性显著,数字基建投入虽能提升欠发达地区非农就业与市场参与机会,但区域发展不平衡可能拉大收入差距[15-16];其二,使用鸿沟作为加剧不平等的核心机制,通过数字技能溢价扩大高低技能群体收入差距、技能缺失导致金融排斥与市场参与受限、数字技能影响社会网络与信贷可得性等路径发挥作用,使城乡收入差距随数字化进程呈现动态变化[17-18];其三,能力鸿沟作为前两重鸿沟的深化,因数字资源转化能力差异导致红利分配向高技能群体倾斜,不仅使低收入群体陷入"数字参与但获益不足"的困境,还通过教育资源依赖固化代际传递,削弱数字经济的益贫效应[19-20]。

综上所述,现有研究虽已关注到数字鸿沟的多维性及其与收入不平等的关系,但多数聚焦于单一维度的分析,缺乏对"接入-使用-能力"三重鸿沟的系统性考察,尤其缺乏对家庭层面微观机制的深入探索。基于对中国家庭追踪调查(CFPS)2016—2022年四期数据的整合分析,从三重数字鸿沟维度构建综合评价体系,旨在揭示数字鸿沟影响家庭收入不平等的内在机理与作用路径,为破解数字化进程中的分配困境提供理论支持与政策参考。

1 机制分析与研究假设

1.1 多重数字鸿沟对家庭收入不平等的直接影响路径

当前学术界普遍采用递进的三维框架解析数字鸿沟,将其划分为接入鸿沟、使用鸿沟与能力鸿沟[4]。各维度在作用机理与影响程度上呈现显著的路径依赖特征与维度异质性。

(1)接入鸿沟的结构性壁垒效应。接入鸿沟作为数字经济参与的基础门槛,直接决定家庭能否获得数字经济活动的准入资格。数字设备普及程度与网络覆盖范围的差异,使得部分家庭被排除在远程办公、在线教育、数字金融等数字化经济场景之外,从源头上阻断了其收入增长路径[21]。

(2)使用鸿沟的要素配置失衡效应。即使在具备基础数字接入条件的前提下,家庭间在数字工具应用频率与应用深度上的分化,同样会导致数字经济红利分配失衡。关爱萍等[22]研究指出,数字技术具有显著的规模报酬递增特性,数字工具低频或浅层次使用者无法充分释放其经济价值潜力,致使数字要素的非竞争性红利在家庭层面的分配呈现不均衡态势。

(3)能力鸿沟的价值创造分化效应。能力鸿沟聚焦于数字资源向经济价值转化效能的差异,是影响家庭收入不平等的核心维度。在相同的数字接入与使用条件下,不同家庭因数字素养、信息处理能力及技术吸收能力的差异,在数字经济参与过程中的实际收益呈现系统性分层[23]。董占奎等[24]研究表明,具备较高数字素养的家庭凭借教育积累形成的认知优势与持续学习能力,能够更高效地筛选整合数字资源、精准捕捉市场机遇,从而获取超额经济回报,强化自身收入优势;而数字能力相对薄弱的家庭,由于缺乏必要的数字技能储备与知识体系支撑,易陷入"数字参与-经济收益"脱节困境,难以将数字经济参与有效转化为实际收入增长。这种分化使得数字经济发展初期由基础设施差异主导的收入不平等,逐渐演变为以能力禀赋差异驱动的结构性不平等。

上述三重维度间存在紧密的逻辑依存关系。接入鸿沟构成数字经济参与的必要前提,决定家庭能否进入数字经济场域;使用鸿沟影响数字要素的配置效率,决定家庭在数字经济活动中的资源利用水平;能力鸿沟则最终决定数字资源向经济价值的转化效能,支配家庭在数字经济中的收益获取程度。三者交互作用形成"数字马太效应",加剧家庭收入不平等程度。

基于上述分析,提出如下假设。

H1:在其他条件不变的情况下,数字鸿沟的扩大会加剧家庭收入不平等。

1.2 多重数字鸿沟对家庭收入不平等的间接动力机制

1.2.1 创业倾向的中介作用

数字资本理论指出,知识积累差异构成数字能

力鸿沟的核心成因,而创业活动作为知识资本转化为经济价值的关键路径,在数字经济时代发挥着重要作用。数字技术凭借其降低信息搜寻成本、简化商业流程、拓展市场边界等特性,能够显著提升创业效率与便利性,为创业者创造有利条件[21]。然而,多重数字鸿沟形成系统性阻滞,接入鸿沟限制了家庭对创业机会的识别能力,使得许多潜在创业者无法及时获取市场信息与商业机遇;使用鸿沟制约了创业资源的整合,导致创业者难以充分利用数字平台与工具优化资源配置;能力鸿沟则削弱了商业价值创造,使得创业者在利用数字技术创新商业模式、提升产品竞争力方面面临困难。

这种系统性阻滞导致处于数字鸿沟劣势的家庭面临"创业意愿-创业能力"的双重抑制。从创业意愿层面来看,数字技能缺失降低了家庭的风险承担信心,使其对创业前景持保守态度,进而削弱初始创业倾向[25]。在创业能力方面,即便这些家庭尝试创业,由于数字工具应用深度不足,难以实现规模经济,无法在市场竞争中取得优势。孙伯驰和尹含[26]的研究表明,数字鸿沟的扩大会显著降低家庭创业成功的概率,且这一抑制作用对于低收入群体更为明显。基于此,提出如下假设。

H2:在其他条件不变的情况下,数字鸿沟的扩大会通过抑制家庭创业倾向,进而加剧家庭收入不平等。

1.2.2 教育支出的调节作用

人力资本理论强调,教育投入能够提升个体认知弹性与技术内化能力,是实现资源转化的重要桥梁[27]。在数字经济时代,教育支出对数字鸿沟与家庭收入不平等关系的调节作用通过双重路径实现。一方面,对于高教育群体而言,其凭借教育积累形成的抽象思维优势与持续学习能力,能够更高效地将数字接入优势转化为数字技能资本。例如,他们可以利用算法工具优化生产流程,提高生产效率;借助大数据分析捕捉市场机遇,精准定位目标客户,实现商业价值的最大化。这种"数字红利增值乘数效应"使其在数字经济中占据结构性优势,进而通过要素报酬差异扩大收入差距[28]。另一方面,针对低教育群体,通过增加教育支出进行针对性数字技能培训,能够突破信息壁垒形成补偿效应。富新梅[29]研究表明,针对性数字技能培训可使农村地区劳动者电商参与率提升,并通过平台经济实现非农收入增长。"数字技能平权"的机制有效抑制了"数字排斥陷阱"的自我强化,缩小了因数字鸿沟导致的家庭收入差距。基于此,提出如下假设。

H3:在其他条件不变的情况下,教育支出在多重数字鸿沟影响家庭收入不平等的过程中具有显著的调节效应。

1.2.3 金融投资的调节作用

金融发展理论表明,金融体系通过优化资源配置、分散风险及处理信息,能够有效促进经济主体的技术创新与生产效率提升[30]。在数字经济背景下,金融投资的调节作用具体体现为以下路径。

首先,在硬件接入层面,金融投资通过资本补偿路径发挥作用。依据资本配置理论,家庭积累的金融资产可作为购置数字设备的预算缓冲,有效缓解因基础设施差异形成的参与壁垒。对于低收入家庭,金融资产的增加有助于突破获取数字设备和网络服务的物质门槛,缩小与高收入群体在初始接入端的差距。其次,在技术使用维度,金融投资提供风险对冲功能。多元化投资组合形成的风险缓冲机制,降低了参与数字创业或应用新技术的试错成本。投资收益可建立风险准备金,使家庭在面对平台运营失败或技术迭代风险时,能够承受初期损失并持续投入,避免因技术应用不足导致生产效率下降,从而缩小技术使用差异引发的收入差距。最后,在能力提升维度,金融投资支持价值转化路径。基于创新驱动理论,金融收益为家庭获取数字技能培训及专业技术服务提供了资金保障,促进了信息资源向经济价值的高效转化,增强其在数字经济中的价值创造能力,进而缓解收入差距。

基于此,提出如下假设。

H4:在其他条件不变的情况下,金融投资在多重数字鸿沟影响家庭收入不平等的过程中具有显著的调节效应。

2 研究设计与数据来源

2.1 变量设定

2.1.1 被解释变量:家庭收入不平等(ingap)

收入剥夺指数基于拟序关系与不平等判定的公理体系构建,具备严格偏好传递性及个体层面可排序特性,为解析收入差距的微观异质性提供了新范式。黄云等[31]指出,Kakwani 指数不仅能够有效规避 Yitzhaki 指数、Podder 指数的理论缺陷,更是满足正规性、无量纲性与转移不变性等性质。基于此,采用 Kakwani 指数作为家庭收入不平等的代理变量。Kakwani 相对剥夺指数量化特定家庭在收入分配中的劣势程度,取值域为[0,1],数值趋近 1 表征剥夺强度递增,收入不平等程度越大。具体测

算过程如下：设定一个参照群 Y 包含 n 个样本，且每一个体收入按升序排列，即 $y_1 \leqslant y_2 \leqslant \cdots \leqslant y_n$，从而得到该参照群 Y 内个体收入分布 $Y=(y_1, y_2, \cdots, y_n)$。依据 Kakwani 指数定义，将参照群内每一样本与同一组内其他样本加以比对，得到该样本的相对剥夺指数 ingap(y_j, y_i)，表达式为

$$\text{ingap}(y_j, y_i)=\begin{cases} y_j - y_i, & y_j \geqslant y_i \\ 0, & y_j \leqslant y_i \end{cases} \tag{1}$$

式中：ingap(y_j, y_i) 为样本 y_j 对 y_i 的剥夺。在此基础上，通过将 ingap(y_j, y_i) 对 j 求和，并除以整个样本的收入均值，从而得到样本 y_i 的收入相对剥夺指数 ingap(y, y_i)，表达式为

$$\begin{aligned} \text{ingap}(y_j, y_i) &= \frac{1}{n\mu_Y}\left[\sum_{j=i+1}^{n}(y_j - y_i)\right] \\ &= \gamma_{y_i}^{+}\left[(\mu_{y_i}^{+} - y_i)/\mu_Y\right] \end{aligned} \tag{2}$$

式中：μ_Y 为参照群 Y 中所有个体收入的均值；$\mu_{y_i}^{+}$ 为参照群 Y 中收入超过 y_i 的所有个体的均值；$\gamma_{y_i}^{+}$ 为参照群 Y 中收入超过 y_i 的所有个体个数占总个体数的比重。

2.1.2　核心解释变量：多重数字鸿沟（digital_divide）

参考尹志超等[32]、张正平和卢欢[33]的研究方法，从接入鸿沟、使用鸿沟和能力鸿沟 3 个维度对数字鸿沟进行衡量，以此展现数字鸿沟的多重性特征。在变量选取上，接入鸿沟着重考察家庭数字设备基础，选取“是否使用移动设备上网”与“是否使用电脑上网”两个二元变量，用以判断家庭是否具备基础数字接入条件；使用鸿沟围绕互联网核心应用场景，纳入“购物”“学习”“娱乐”3 类典型线上活动，通过虚拟变量来反映家庭在数字技术功能性使用方面的差异；能力鸿沟则从网络对工作、休闲娱乐、社交及学习的重要性 4 个层面，采用李克特五级量表，对家庭对数字技术的依赖程度与应用深度进行量化。

以微观家庭层面的数字鸿沟为研究对象，运用中国家庭追踪调查（CFPS）2016 年、2018 年、2020 年及 2022 年四期面板数据，所有变量均由家庭核心决策者（户主或配偶）作答。具体变量定义见表 1。

在测度多维数字鸿沟的综合评价过程中，采用因子分析法提取关键公因子，以降维方式整合接入鸿沟、使用鸿沟和能力鸿沟指标。具体步骤如下。

首先进行因子分析适用性检验，计算 KMO（Kaiser-Meyer-Olkin）抽样适切性统计量并执行 Bartlett 球形检验，确保数据满足因子分析前提条件。随后采用主成分分析法提取公因子，保留特征根大于 1 的因子，依据方差贡献率确定因子数量。基于旋转后的因子载荷矩阵，通过线性组合生成家庭数字技术综合得分 D_{it}，如式（3）所示。

表 1　数字鸿沟的综合评价指标体系

变量	维度	问题	赋值	取值说明
多重数字鸿沟	接入鸿沟	是否使用移动设备上网	0～1	0＝否，1＝是
		是否使用电脑上网	0～1	
	使用鸿沟	是否使用互联网进行购物	0～1	
		是否使用互联网进行学习	0～1	
		是否使用互联网进行娱乐	0～1	
	能力鸿沟	网络对工作的重要性	1～5	1＝不重要，5＝非常重要
		网络对于休闲娱乐的重要性	1～5	
		网络对于家人和朋友保持联系的重要性	1～5	
		网络对于学习的重要性	1～5	

$$D_{it}=\sum_{j=1}^{k} w_j z_{ijt} \tag{3}$$

式中：z_{ijt} 为标准化处理后的原始指标值；w_j 为各指标权重，由因子载荷矩阵中对应载荷量除以公因子特征根后归一化求得；该综合得分 D_{it} 表征家庭 i 在 t 期的数字技术综合水平。

关于多重数字鸿沟的测度可基于区域家庭指标值与最大值的相对偏离度构建。此做法下数字鸿沟随家庭指标值域整体分布实时变动，规避静态阈值法的刚性缺陷。虽无法直接解析数字鸿沟的分布形态，且隐含区域内家庭面临均质鸿沟压力的前提，但由于数字鸿沟的动态性特征不允许通过设定固定临界值判定其是否存在。因此，本文认为通过连续型相对差距量化更契合数字鸿沟的时变本质，即指标偏离度越高的家庭，越可能具备更大的数字鸿沟。具体计算公式为

$$\text{digital_divide}=\frac{\max D_{it} - D_{it}}{\max D_{it} - \min D_{it}} \tag{4}$$

式中：digital_divide 的数值越大，表明数字鸿沟程度越大。

2.1.3　中介变量：创业倾向（entrep）

考虑到数字技术的应用能够降低创业门槛，提高创业效率和市场进入的便利性，但对于具有数字鸿沟的家庭而言，其信息获取与识别创业机会的能力较低，从而加剧收入不平等程度。基于此，参考张要要[34]的做法，以受访者对于“家庭是否有人从

事个体私营(创业)”这一题项刻画创业倾向(entrep),有为1,反之为0。

2.1.4 调节变量

一方面,考虑到教育支出作为人力资本投资的重要形式,高教育水平群体通常具备更强的认知能力、信息处理能力和资源转化效率,能够借助复杂的数字工具与平台获取更高的经济回报。基于此,参考万建香和聂昌腾[35]的研究做法,选用家庭教育支出(eexp)的对数作为代理变量进行检验。另一方面,具备较高金融投资能力的家庭往往可通过多元化资产配置、参与高收益资本市场等渠道,部分抵消数字鸿沟带来的信息劣势,进而缓解收入不平等程度。基于此,参考刘艳华和余畅婉[36]的做法,选用家庭金融投资(fin)的对数作为代理变量进行检验。

2.1.5 控制变量

因影响数字鸿沟、家庭收入不平等的宏微观因素较多,为尽可能减缓遗漏重要变量对模型因果推断产生的偏误问题,根据已有文献的研究视角,选取年龄、性别、婚姻状况等10个控制变量。具体衡量方式见表2。

表2 控制变量设定及衡量方式

变量名称	变量符号	衡量方式
年龄	age	年龄的对数
性别	gender	男性为1,女性为0
婚姻状况	marriage	已婚为1,未婚为0
政治面貌	communist	是为1,反之为0
健康状况	health	很不健康=1,比较不健康=2,一般=3,比较健康=4,很健康=5
家庭规模	size	家庭人口数量
社会关系	soc	家庭人情支出的对数
家庭人均支出	expen	家庭人均支出的对数
少儿抚养比	child	少儿数量占比
老年抚养比	elder	老年数量占比

2.2 模型设定

为准确识别多重数字鸿沟与家庭收入不平等之间的影响关系,设定如下面板模型:

$$ingap_{it}=\beta_0+\beta_1 digital_divide_{it}+\lambda\sum X_{it}+\mu_i+\mu_t+\varepsilon_{it} \quad (5)$$

式中:β_0 为常数项;β_1、λ 为待估计系数;X 为控制变量;μ_i 为家庭的个体效应;μ_t 为家庭的年份效应;ε_{it} 为其他不可观测的随机误差项。

同时,为进一步揭开多重数字鸿沟影响家庭收入不平等的黑箱,将创业倾向作为中介变量纳入统一分析框架,并参考江艇[37]的研究范式,采用两步法加以检验,具体模型设定如下:

$$entrep_{it}=\delta_0+\delta_1 digital_divide_{it}+\lambda\sum X_{it}+\mu_i+\mu_t+\varepsilon_{it} \quad (6)$$

式中:δ_0 为常数项;δ_1 为待估计系数。

此外,为印证教育支出与金融投资在多重数字鸿沟影响家庭收入不平等的过程中具备调节作用,构建如下模型:

$$ingap_{it}=\alpha_0+\alpha_1 digital_divide_{it}+\alpha_2 eexp_{it}+\alpha_3 digital_divide\times eexp_{it}+\lambda\sum X_{it}+\mu_i+\mu_t+\varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$ingap_{it}=\theta_0+\theta_1 digital_divide_{it}+\theta_2 fin_{it}+\theta_3 digital_divide\times fin_{it}+\lambda\sum X_{it}+\mu_i+\mu_t+\varepsilon_{it} \quad (8)$$

式中:α_0、θ_0 为常数项;$\alpha_1 \sim \alpha_3$、$\theta_1 \sim \theta_3$ 为待估计系数。

依据上述所设定模型,重点关注 α_1 与α_3、θ_1 与θ_3 这两组影响系数的正负性是否异号。若 α_1、θ_1 均显著为正,α_3、θ_3 均显著为负,则说明教育支出与金融投资可有效抑制数字鸿沟扩大对收入不平等的加剧作用。

2.3 数据来源

数据来源于中国家庭追踪调查(CFPS)2016年、2018年、2020年和2022四期数据。CFPS由北京大学中国社会科学调查中心组织实施,具有覆盖范围广、数据质量高、指标体系完善等优点,能够较为全面地反映中国城乡家庭与个人的经济、社会及行为特征。变量描述性统计见表3。

表3 变量描述性统计

变量类型	变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	ingap	14 589	0.060	0.104	0.000	1.000
解释变量	digital_divide	14 589	0.406	0.151	0.000	1.000
控制变量	age	14 589	3.817	0.291	2.890	4.533
	gender	14 589	0.472	0.499	0.000	1.000
	marriage	14 589	0.841	0.366	0.000	1.000
	communist	14 589	0.042	0.199	0.000	1.000
	health	14 589	2.937	1.148	1.000	5.000
	size	14 589	2.684	1.342	1.000	12.000
	soc	14 589	7.091	2.743	0.000	12.770
	expen	14 589	0.684	0.917	−4.605	6.685
	child	14 589	0.290	0.448	0.000	5.000
	elder	14 589	0.179	0.402	0.000	3.000
调节变量	eexp	14 589	4.371	4.393	0.000	13.120
	fin	14 589	6.393	5.422	0.000	17.580
中介变量	entrep	14 589	0.131	0.337	0.000	1.000

3　实证结果分析

3.1　多重共线性检验

在深入探究多重数字鸿沟影响家庭收入不平等的效应机制中，为力求获取更为精准的无偏估计，选取较多的控制变量。为避免潜在的多重共线性问题，从而干扰变量的统计显著性及参数估计的可靠性，进行了多重共线性检验，检验结果见表 4。不难看出，最大的方差膨胀因子为 age，值为 1.380，模型的平均 VIF 值为 1.150，均未触及临界阈值 10。检验结果有力证明各解释变量间不存在显著共线性干扰，有效规避了多重共线性的潜在威胁，为后续即将开展的回归分析奠定了坚实且可靠的基础。

表 4　多重共线性检验结果

变量	VIF	1/VIF
age	1.380	0.727
expen	1.280	0.784
size	1.260	0.793
marriage	1.180	0.851
elder	1.160	0.865
child	1.140	0.877
soc	1.110	0.903
health	1.080	0.923
digital	1.050	0.954
gender	1.030	0.973
communist	1.020	0.980
VIF 均值	1.150	—

3.2　基准回归结果分析

表 5 呈现了基准回归模型的估计结果。其中，列(1)仅纳入核心解释变量进行基础回归，列(2)引入个体层面的人口统计学特征的控制变量，列(3)则进一步纳入家庭层面的控制变量。所有回归中均控制了个体固定效应与年份固定效应，以捕捉不可观测的时空异质性。回归结果显示，多重数字鸿沟的影响系数始终为正，且均通过了 1%的显著性检验。以列(3)的结果为例，多重数字鸿沟的影响系数为 0.021，表明了数字鸿沟的扩大化将会加剧家庭收入不平等程度，佐证了假设 H1。

表 5　基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
digital_divide	0.025***	0.025***	0.021***
	(3.45)	(3.79)	(3.08)
age		0.001	0.007
		(0.21)	(1.25)
gender		−0.005*	−0.004*
		(−1.76)	(−1.67)
marriage		0.002	0.009*
		(0.31)	(1.71)
communist		−0.004	−0.004
		(−1.01)	(−0.95)
health		−0.000	−0.000
		(−0.23)	(−0.37)
size			−0.013***
			(−10.22)
soc			−0.001***
			(−2.79)
expen			−0.007***
			(−3.95)
child			−0.000
			(−0.09)
elder			0.003
			(1.01)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes
常数项	0.066***	0.063***	0.085***
	(18.30)	(2.62)	(3.56)
样本数	14 589	14 589	14 589
R^2	0.059	0.060	0.079

注：*、**、***分别代表在 10%、5%、1%的显著性水平下显著；括号内为 t 值。

3.3　稳健性检验

基准回归的结果显示数字鸿沟的扩大能够显著加剧家庭收入不平等程度。为验证该结论的稳健性，使用如下 3 种方法加以佐证。

3.3.1　替换被解释变量

考虑到指标设定导致的变量度量偏差可能影响本文的核心研究结论，因此借助再中心化影响函数(recentered influence function，RIF)框架的估计方法，分别使用基尼系数、收入方差、90-10 分位数差和 90-10 分位数比率作为收入不平等的替代变量，再重新进行回归估计。具体结果分别见表 6 的列(1)～列(4)。不难看出，更换被解释变量的度量标准后，多重数字鸿沟仍对家庭收入不平等具有显著的正向作用，有力地强化了本研究的核心论点。

3.3.2　纳入省份固定效应

在上述基准回归模型中，已纳入个体与家庭层面的特征变量以减少遗漏变量所带来的问题，但仍有可能遗漏影响家庭收入不平等的重要变量。鉴于此，本文引入了省份固定效应，以有效控制省份层面的时变宏观环境因素，调整后的回归结果展示在表 6 的第(5)列中。结果表明，在纳入省份固定效应后，多重数字鸿沟的影响系数为 0.020，且通过了 1%的显著性检验。这进一步证实了数字鸿沟对家庭收入不平等的重要作用，强化了基准结论的稳健性。

3.3.3　PSM 检验

考虑到个体因教育背景、能力禀赋、家庭资源

表 6　稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
digital_divide	0.056***	4.542***	1.090***	0.148***	0.020***	0.020***
	(6.01)	(5.38)	(4.18)	(4.58)	(3.01)	(3.06)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	No	No	No	No	Yes	No
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	0.054**	3.387	1.806**	1.164***	0.073**	0.087***
	(2.15)	(1.26)	(2.22)	(11.73)	(2.22)	(3.63)
样本数	11 828	11 828	11 828	11 828	14 589	14 575
R^2	0.494	0.445	0.528	0.532	0.081	0.079

注:*、**、***分别代表在 10%、5%、1%的显著性水平下显著;括号内为 t 值。

等特征而非随机地选择其数字接入与使用水平,这种内生分组特征可能同时影响收入不平等水平,从而对回归结果造成偏误。为此,采用倾向得分匹配(propensity score matching,PSM)构建反事实对照组,在控制关键协变量后,基于近邻匹配进行 1∶5匹配,确保组间特征平衡。匹配结果显示,匹配后处理组与对照组在大多数变量上的标准化偏差显著下降,匹配有效性得到保障。表 6 列(6)的估计结果显示,数字鸿沟的估计系数在 1%的水平上显著为正,表明在控制样本选择偏误后,多重数字鸿沟扩大仍显著加剧了家庭收入不平等。

3.4　内生性处理

尽管上文在深入剖析数字鸿沟对家庭收入不平等的影响关系时,已选取了较为全面的控制变量,旨在缓解因遗漏重要变量和测量误差所可能引发的内生性问题,然而,模型的设置仍然不可避免地面临着二者之间互为因果的复杂内生性问题。鉴于此,从下述两个维度构建工具变量,并采用两阶段最小二乘法(2SLS)予以检验。具体而言,一是参考方顺超和朱平芳[38]的做法,选用"样本所在村庄中除了自己家庭之外的其他使用互联网的家庭数量占全村家庭户数的比值(Iv_net)"作为第 1 个工具变量;二是参考黄漫宇和窦雪萌[39]的做法,选用"省级互联网普及率(Iv_rate)"作为第 2 个工具变量。村庄内其他家庭互联网使用比率通过社会互动机制直接影响目标家庭的数字行为,而省级互联网普及率则作为区域数字生态的供给端指标,二者均与数字鸿沟存在理论关联且不直接作用于家庭收入不平等,符合工具变量的严格条件。此外,考虑到 2SLS 作为参数化方法,隐含假设数字鸿沟与家庭收入不平等呈线性关系。然而,数字技术的经济效应可能具有非对称性与阈值特征。因此,进一步采用奇异最小二乘法(kernel-based least squares, KLS)予以检验,从而获得更精确的参数估计结果。具体回归结果见表 7。

不难看出,在第 1 阶段回归中,选取的两类工具变量均与多重数字鸿沟显著负相关。同时,在工具变量识别不足检验中,两类工具变量的 Kleibergen-Paap rk LM 统计量分别为 618.405、67.373,均显著拒绝了原假设;在工具变量弱识别检验中,两类工具变量的 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量分别为 672.455、67.880,均大于 Stock-Yogo 弱识别检验 10%显著性水平上的临界值 16.38,说明不存在弱工具变量问题。因此,选取的两类工具变量均

表 7　内生性处理结果

变量	Iv_net		Iv_rate		KLS 估计
	第 1 阶段	第 2 阶段	第 1 阶段	第 2 阶段	
digital		0.458***		0.589***	0.059***
		(15.41)		(5.91)	(10.57)
工具变量	−0.511***		−0.058***		
	(−25.93)		(−8.24)		
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
弱工具变量检验		672.455		67.880	
不可识别检验		618.405***		67.373***	

注:*、**、***分别代表在 10%、5%、1%的显著性水平下显著;括号内为 t 值。

是合理可行的。在第 2 阶段回归中，经过内生性调整后，多重数字鸿沟对家庭收入不平等的正向促进效应仍旧成立，并通过了 1%的显著性检验。这一结果表明，因遗漏重要变量或双向因果关系而导致的内生性问题对核心结论不存在显著影响，甚至估计系数还有所增大。除此之外，从 KLS 估计的回归结果来看，多重数字鸿沟的影响系数仍显著为正，再次论证了本文核心结论的可靠性。

4　异质性分析

4.1　基于年龄分类的异质性分析

考虑到不同年龄阶段对数字技术的敏感性存在差异，将样本划分为年轻群体(40 岁以下)、中年群体(40～60 岁)、老年群体(60 岁以上)3 类进行分组回归。在控制变量处理时，为避免年龄分组与控制变量的多重共线性问题，对年龄进行去中心化处理，以消除分组与控制变量的均值相关性，估计结果见表 8。实证结果显示，年轻群体下数字鸿沟的扩大对收入不平等的加剧作用通过了 1%的显著性检验，影响系数达到 0.054，而另外两组样本尚未通过显著性检验。这一结果可能的原因在于年轻群体大多正处于职业发展与人力资本积累的关键期，数字技能构成其职场竞争力核心要素。此阶段家庭收入对数字红利的敏感性最高，数字鸿沟的扩大将直接限制其职业晋升与高附加值数字劳动参与，从而更明显地增大收入不平等程度。

表 8　区分不同年龄阶段的分样本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
digital_divide	0.053***	0.009	−0.005
	(2.72)	(0.91)	(−0.22)
控制变量	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes
常数项	0.069	0.164***	−0.012
	(1.05)	(4.09)	(−0.13)
样本数	4 193	7 989	2 407
R^2	0.077	0.082	0.102

注：*、**、***分别代表在 10%、5%、1%的显著性水平下显著；括号内为 t 值。

4.2　基于地理区位的异质性分析

考虑到各地区间政策扶持力度、数字基础设施建设等因素的差异，按照东部地区、中部地区、西部地区以及东北地区的地理区位划分样本，估计结果见表 9。结果显示，位于东部地区与东北地区的家庭，数字鸿沟的扩大对其收入不平等程度的加剧效应更为明显，影响系数均为 0.031，且分别通过了 1%、5%的显著性检验。一方面，东部地区因高端数字技能需求激增与教育资源集聚，低技能群体被排除在高附加值岗位外，加之政策虹吸效应会放大数字红利，从而导致家庭之间的收入不平等程度进一步加剧；另一方面，东北地区则因传统产业数字化转型滞后，劳动力技能错配导致收入下降，人口外流削弱数字创新活力，叠加政策滞后与基础设施短板，数字鸿沟的“机会成本”被显著放大，最终形成数字鸿沟对收入不平等的显著加剧效应。

表 9　区分不同地理区位的分样本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
digital_divide	0.031***	−0.005	0.026	0.031**
	(2.76)	(−0.45)	(1.51)	(2.16)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	0.071***	0.130***	0.125***	0.126***
	(4.31)	(4.47)	(5.69)	(5.08)
样本数	5 580	3 422	3 145	2 442
R^2	0.061	0.097	0.103	0.079

注：*、**、***分别代表在 10%、5%、1%的显著性水平下显著；括号内为 t 值。

4.3　基于数字鸿沟分维度的异质性分析

为探究不同维度下数字鸿沟对家庭收入不平等的异质性影响，分别测算了数字接入鸿沟、数字使用鸿沟和数字能力鸿沟，估计其家庭收入不平等的影响。表 10 显示，数字接入鸿沟与能力鸿沟对家庭收入不平等存在显著的加剧作用，影响系数分别为 0.054、0.024，均通过 1%的显著性检验。而数字使用鸿沟的影响系数尚未通过显著性检验。究其原因在于，首先，作为数字参与的前提条件，接入缺失直接导致家庭被排除在数字经济基本场景之外，进而导致收入来源被隔绝于数字红利之外。其次，数

表 10　区分不同数字鸿沟的分样本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
digital_divide1	0.054***	0.009	−0.003
	(2.78)	(1.03)	(−0.20)
digital_divide2		−0.001	
		(−0.29)	
digital_divide3			0.024***
			(3.74)
控制变量	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes
常数项	0.069	0.164***	−0.012
	(1.05)	(4.09)	(−0.13)
样本数	4 193	7 989	2 407
R^2	0.077	0.082	0.102

注：*、**、***分别代表在 10%、5%、1%的显著性水平下显著；括号内为 t 值。

字技能作为高收入岗位的准入门槛，能力缺失导致劳动者被锁定在低技能数字岗位，而无法进入高薪领域；最后，基础数字应用的普及已突破经济阶层限制，其使用差异对收入的影响呈现“饱和特征”。即使在使用方式上存在差异，低收入群体仍可通过数字平台获取基础就业信息、进行商品比价等维持基本收入水平，进而削弱了数字使用鸿沟的经济效应。

5 进一步讨论

5.1 创业倾向的中介作用

为探究创业倾向在多重数字鸿沟影响家庭收入不平等的过程中所具有的中介作用，依据上文所构建的中介效应模型进行回归估计，估计结果见表11。表11中列(2)回归结果表明，多重数字鸿沟的扩大对创业倾向具有显著的抑制作用，估计系数为−0.042，且通过了5%的显著性检验。列(3)同时纳入数字鸿沟与创业倾向后，二者的估计系数分别为0.022、0.023，均通过了1%的显著性检验。与此同时，Sobel检验的Z统计量为−0.001 0，通过了5%的显著性检验。Bootsrap检验结果表明，置信度为95%的中介效应置信区间为[−0.004 7，−0.001 1]，不包含0值。因此，创业倾向在多重数字鸿沟与家庭收入不平等的关系中扮演着部分中介的角色，构建了一条“数字鸿沟扩大-抑制创业倾向-加剧家庭收入不平等”的传导机制，验证了假设H2。

表11 中介效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	ingap	Entrep	ingap
digital_divide	0.021**	−0.042**	0.022***
	(2.84)	(−2.03)	(2.98)
Entrep			0.023***
			(5.64)
常数项	0.107***	0.063**	0.106***
	(11.12)	(2.30)	(11.99)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
Sobel检验的Z统计量	−0.001 0**		
Bootstrap中介效应的置信区间	[−0.004 7，−0.001 1]		

注：*、**、***分别代表在10%、5%、1%的显著性水平下显著；括号内为t值。

5.2 教育支出与金融投资的调节作用

为验证教育支出与金融投资在数字鸿沟影响家庭收入不平等的过程中所具备的调节作用，将其分别与数字鸿沟相乘积，并纳入模型进行回归，具体结果见表12。不难看出，教育支出与数字鸿沟的交互项(eexp×digital)、金融投资与数字鸿沟的交互项(fin×digital_divide)影响系数分别为−0.005、−0.004，均通过了1%的显著性检验。而数字鸿沟对家庭收入不平等的影响依旧显著为正，这说明教育支出与金融投资能够在数字鸿沟影响家庭收入不平等的过程中起到负向调节作用，即教育支出与金融投资可有效缓解数字鸿沟扩大对收入不平等的加剧作用。这一结果也验证了本文的假设H3、假设H4。

表12 调节效应检验结果

变量	(1)	(2)
digital_divide	0.042***	0.055***
	(4.33)	(4.27)
eexp	−0.003***	
	(−4.35)	
eexp×digital_divide	−0.005***	
	(−3.72)	
fin		0.001*
		(1.65)
fin×digital_divide		−0.004***
		(−3.41)
控制变量	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes
常数项	0.091***	0.079***
	(3.83)	(3.20)
样本数	14 589	14 589
R^2	0.109	0.082

注：*、**、***分别代表在10%、5%、1%的显著性水平下显著；括号内为t值。

6 结论与建议

先从理论层面梳理了多重数字鸿沟作用于家庭收入不平等的内在机理，再基于CFPS 2016—2022年四期数据，从实证角度量化评估了多重数字鸿沟对家庭收入不平等的影响效应。研究发现：①数字鸿沟的扩大会显著加剧家庭收入不平等，且这一结论在经过一系列稳健性检验和内生性处理后依旧成立；②异质性分析结果表明，对于城镇居民、东部及东北部地区而言，数字鸿沟对收入不平等的加剧效应更为明显，同时，数字接入鸿沟、能力鸿沟占主导地位，显著加剧家庭收入不平等；③在影响机制方面，数字鸿沟的扩大会通过抑制创业倾向的渠道进而加剧收入不平等，并且，教育支出与金融投资在数字鸿沟促进收入不平等的过程中起到显著的弱化作用。

基于上述研究结论，提出如下政策建议。

(1)针对数字接入鸿沟与能力鸿沟的主导作用,应优先加大农村及欠发达地区信息基础设施建设投入,通过财政补贴降低家庭宽带接入与智能设备购置成本,同时构建分层分类的数字技能培训体系,重点提升年轻群体及东部、东北部地区群体的数字技术应用与创新能力。

(2)实施差异化区域政策,对东部数字经济活跃地区强化数字技能与高端产业需求对接,对东北部传统产业转型区推动数字技术与制造业融合培训,并针对年轻群体开发数字化创业就业支持计划。

(3)完善数字创业扶持机制,通过税收优惠、创业孵化平台及普惠金融产品降低数字鸿沟弱势群体创业门槛,同时扩大职业教育经费投入,优化助学贷款与技能培训补贴政策,激发家庭数字能力投资意愿。

(4)引导居民增强金融知识学习与多元化资产配置,发挥教育支出与金融投资对数字鸿沟负面效应的缓冲作用,最终构建"基础设施普及-技能提升-创业支持-保障机制"四位一体的政策框架,系统性缓解数字鸿沟对收入不平等的放大效应。

参考文献

[1] 洪俊杰,李研,杨曦. 数字经济与收入差距:数字经济核心产业的视角[J]. 经济研究,2024,59(5):116-131.

[2] 王凤羽,王永健. 我国城乡数字鸿沟的历史演进、治理困境与弥合路径[J]. 中国流通经济,2024,38(2):3-12.

[3] XIAO A R, XU Z S, SKARE M, et al. Bridging the digital divide: the impact of technological innovation on income inequality and human interactions[J]. Humanities and Social Sciences Communications, 2024, 11(1): 809.

[4] 孙晓华,马雪娇,孔一杰,等. 中国制造业的数字鸿沟:"接入-应用-转化"的分析框架[J]. 管理世界,2025,41(4):38-58.

[5] 金兼斌. 数字鸿沟的概念辨析[J]. 新闻与传播研究,2003(1):75-79,95.

[6] ANIQUE S, ALEXANDER V D, JAN V D. Determinants of Internet skills, uses and outcomes: a systematic review of the second-and third-level digital divide[J]. Telematics and Informatics, 2017, 34(8): 1607-1624.

[7] 杨珂,余卫. 共同富裕进程中城乡"数字鸿沟"的检验与测度[J]. 统计与决策,2023,39(7):62-67.

[8] 任保平,赵寅喆. 中国数字鸿沟评价指标体系的构建及其测度[J]. 长安大学学报(社会科学版),2024,26(4):30-45.

[9] 黄漫宇,窦雪萌. 城乡数字鸿沟会阻碍农村居民消费结构升级吗?基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据的分析[J]. 经济问题探索,2022(9):47-64.

[10] 华中昱,林万龙,徐娜. 数字鸿沟还是数字红利?数字技术使用对农村低收入户收入的影响[J]. 中国农业大学学报(社会科学版),2022,39(5):133-154.

[11] 白雪洁,李琳,宋培. 兼顾效率与公平:中国数字经济发展对经济增长与收入不平等的影响研究[J]. 西安交通大学学报(社会科学版),2023,43(1):38-50.

[12] 刘雨典. 我国数字普惠金融发展缓解城乡收入不平等的实证研究[J]. 现代商贸工业,2023,44(12):4-6.

[13] CHENG Y. Influence factors analysis of household income in western minority areas[J]. Statistical and Application, 2014, 3(4): 167-174.

[14] WANG S M, QU C P, YIN L Y. Digital literacy, labor migration and employment, and rural household income disparities[J]. International Review of Economics and Finance, 2025, 99: 104040.

[15] 方玉洁. 中国区域经济发展不平衡性研究[J]. 生产力研究,2020(7):69-72,126.

[16] 宋春雨. 数字经济发展如何影响城乡收入差距[J]. 科技和产业,2025,25(9):339-345.

[17] 马林燕,潘子纯,郝旭然,等. 数字技能缓解了农户收入不平等吗?基于黄河流域2893户农户微观调查数据[J]. 经济与管理研究,2024,45(5):60-77.

[18] 徐江林. 数字经济发展对城乡收入差距的影响研究[J]. 科技和产业,2024,24(6):52-59.

[19] 田时中,蔡雅冰. 数字普惠金融、横向税收竞争与城乡收入差距[J]. 山东财经大学学报,2024,36(1):41-55.

[20] 王书华,刘晶. 数字普惠金融对代际收入流动性的影响研究[J]. 金融论坛,2024,29(8):35-45.

[21] 郭晗,冯星源. 多重数字鸿沟与家庭收入差距:理论与经验证据[J]. 经济纵横,2024(2):79-90.

[22] 关爱萍,姚文鑫,武洪琪. 数字技术使用、非认知能力与劳动者技能溢价:基于CFPS数据的实证研究[J]. 教育与经济,2024,40(6):48-58.

[23] 彭浩. 数字普惠金融与家庭消费:基于CHFS的实验证据[J]. 科技和产业,2025,25(7):116-122.

[24] 董占奎,董飞燕,李思逸. 数字素养对农户绿色生产技术采纳行为的影响及其机制研究:基于CLES混合截面数据的实证分析[J/OL]. 生态与农村环境学报,1-14[2025-05-26]. https://doi.org/10.19741/j.issn.1673-4831.2025.0326.

[25] 陈中英,王林萍. 数字普惠金融对农户创业行为的影响[J]. 科技和产业,2023,23(2):68-74.

[26] 孙伯驰,尹含. 数字乡村发展能否促进农户共同富裕:基于收入增长与收入不平等的双重视角[J]. 华东经济管理,2025,39(6):35-45.

[27] BECKER G. Human Capital: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education[M]. New York: Columbia University Press, 1964.

[28] 于潇,陈世坤. 教育会扩大流动人口收入差距吗?[J]. 教育与经济,2019,35(5):30-42.

[29] 富新梅. 数字技术赋能农业农村高质量发展研究[J]. 西南金融,2023(7):81-93.

[30] LEVINE R. Financial development and economic

growth: views and agenda[J]. Journal of Economic Literature, 1997, 35: 688-726.

[31] 黄云, 任国强, 周云波. 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, 2019(3): 25-37.

[32] 尹志超, 吴子硕, 王瑞, 等. 数字乡村建设促进非农就业了吗? 基于全国农村固定观察点追踪数据的实证分析[J]. 经济学家, 2024(6): 25-34.

[33] 张正平, 卢欢. 数字鸿沟对家庭金融投资的影响: 基于CFPS数据的实证研究[J]. 福建论坛(人文社会科学版), 2021(3): 57-70.

[34] 张要要. 数字鸿沟影响相对贫困吗[J]. 农业技术经济, 2023(7): 4-18.

[35] 万建香, 聂昌腾. 数字接入、数字鸿沟弥合与我国农村家庭消费[J]. 系统科学与数学, 2025, 45(4): 1156-1176.

[36] 刘艳华, 余畅婉. 数字鸿沟阻碍农村家庭金融投资了吗? 基于2018年CFPS微观数据的实证研究[J]. 财贸研究, 2023, 34(11): 51-61.

[37] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.

[38] 方顺超, 朱平芳. 互联网对于农户收入不平等的影响探究[J]. 系统工程理论与实践, 2024, 44(5): 1450-1467.

[39] 黄漫宇, 窦雪萌. 城乡数字鸿沟会阻碍农村居民消费结构升级吗? 基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据的分析[J]. 经济问题探索, 2022(9): 47-64.

Impact of Multiple Digital Divides on Household Income Inequality: Evidence from CFPS Data

LUO Jianbing, ZHANG Zeyang

(School of Economics and Management, Central South University of Forestry and Technology, Changsha 410004, China)

Abstract: Aligned with the goals of common prosperity and reducing inequality outlined, addresses the challenge of the digital divide. Utilizing four waves of data from the China Family Panel Studies (CFPS) covering the period 2016—2022, the impact on urban household income inequality of multiple dimensions of the digital divide (access, usage, and skills) was examined. The findings reveal that an expanding digital divide exacerbates household income inequality, with the access divide and skills divide playing dominant roles. This effect was found to be more pronounced among younger demographics and in the Eastern and Northeastern regions of China. However, increased levels of educational expenditure and financial investment were observed to mitigate this adverse impact. Furthermore, the digital divide was found to intensify income inequality through the mediating mechanism of suppressing entrepreneurial inclination.

Keywords: multiple dimensions of digital divide; household income inequality; entrepreneurial propensity; educational expenditure; financial investment