

# 居民数字化水平的增收与分配效应

——来自中国家庭数字经济调查数据库的证据

黄阳华, 张佳佳, 蔡宇涵, 张津硕

**[摘要]** 本文利用中国人民大学中国家庭数字经济调查数据库(CHDES),编制了一套中国居民数字化指数(CIDI),全面度量了个体层面的数字化渗透程度,从微观视角研究数字化水平对居民收入的影响和机制。实证分析结果发现,当CIDI提升1个标准差(0.13)时,居民收入将提升5.93个百分点,且该结果经过一系列内生性和稳健性检验后依然成立。在异质性分析中,本文发现,随着数字经济的渗透,农村和县城居民可以通过线上经营等渠道获得更显著的收入增长,有利于缩小城乡收入差距,但也推动了数字化人才加速向高薪资水平的产业集中,扩大了行业之间的收入差距。在机制分析中,本文构建了纳入居民数字化水平的收入函数,检验了数字化水平可以通过提高劳动时长或劳动参与率提高收入(“赋能效应”),以及调节居民的物质资本、人力资本和社会资本构成的资本组合提高收入(“倍增效应”)。本文拓展了对微观个体数字化水平的度量体系,为推动数字经济包容发展提供了基础数据、研究框架和政策启示。

**[关键词]** 数字经济; 数字化水平; 数字赋能; 收入函数

**[中图分类号]** F124 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1006-480X(2023)10-0023-19

DOI:10.19581/j.cnki.ciejjournal.2023.10.002

## 一、问题提出

推动数字经济健康发展,不仅会在产业层面通过数字化转型驱动生产方式变革,也会在居民层面利用数字经济为微观个体赋能。《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年远景目标纲要》对加快数字化发展做了系统部署,特别提出“普及提升公民数字素养”,作为“构筑美好数字生活新图景”的重要支撑。随后,《数字中国建设整体布局规划》《提升全民数字素养与技能行动纲要》等纲领性文件均对提升居民数字素养能力做了部署。在此背景下,呈现中国居民数字接入条件和掌握运用数字技能等基本事实,探究居民之间是否存在数字化水平差异带来的收入增长和分配效应,成为数字经济领域的一项基础性的研究任务。

**[收稿日期]** 2023-05-09

**[基金项目]** 教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“世界主要经济体产业补贴与产业政策研究”(批准号22J2D013)。

**[作者简介]** 黄阳华,中国人民大学应用经济学院教授,博士生导师,经济学博士;张佳佳,中国人民大学应用经济学院博士研究生;蔡宇涵,中国人民大学应用经济学院博士研究生;张津硕,中国人民大学应用经济学院博士研究生。通讯作者:张佳佳,电子邮箱:zhangjjia@ruc.edu.cn。本文得到中国人民大学科学研究基金(中央高校基本科研业务费专项资金资助)项目支持。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

近年来,一些文献探讨了以互联网普及为代表的数字经济渗透在居民增收与促进包容性发展中的积极作用(邱泽奇等,2016;张勋等,2019;戚聿东等,2020;张勋等,2021;邱泽奇和乔天宇,2021)。这一研究议题的重点与难点在于如何有效度量数字经济。由于国内缺乏微观家庭层面以数字经济为主题的调查,直接度量居民数字经济渗透程度的研究仍然较少。利用代理变量间接度量,不仅难以全面准确刻画居民数字化的基本事实,而且对分析数字化渗透对微观行为带来的影响造成了限制。立足中国国情社情,构建多维度、深层次的居民数字化指数,对于深化微观数字经济研究至关重要。

本文利用中国人民大学中国家庭数字经济调查数据库(China Household Digital Economy Survey, CHDES),构建了中国居民数字化指数(China Individual Digital Index, CIDI),旨在呈现居民数字化渗透的基本事实,并在因果识别框架下研究CIDI对收入的影响机制,拟从以下三方面作出边际贡献:①构建的CIDI包含“数字接入”“数字技能和使用”2个维度,具体包含5个二级指标、15个三级指标,共计19个指标,较为全面系统地在微观层面直接度量居民数字化水平,有效弥补了现有文献在微观数据和测度上的不足。②基于构建的CIDI,呈现了居民数字化水平与收入关系的三个典型事实,并实证检验了居民数字化水平对收入产生的“增收”“缩距”等效应,发现当CIDI提升1个标准差时,居民收入将提升5.93个百分点。在此基础上,本文还对居民数字化水平影响收入的城乡、区域、行业差异进行了丰富的异质性分析,多方面呈现了中国“数字不平等”的基本特征。③探究居民数字化水平如何通过劳动的“赋能效应”与对资本的“倍增效应”影响居民收入。研究发现,居民数字化水平的提高可以通过赋能个体在线工作学习时长或受雇概率提高收入(“赋能效应”),或者通过调节居民的物质资本、人力资本和社会资本构成的资本组合提高收入(“倍增效应”)。同时,数字化对资本的乘数效应也会受到既有资本禀赋差异在数字时代被进一步强化的影响,需要政策予以关注。这些发现不仅有助于填补数字经济影响居民收入的微观机制缺口,而且对提升数字时代的公平与效率具有直接的启示。

余文安排如下:第二部分介绍中国居民数字化指数CIDI的构建;第三部分总结CIDI与收入之间关系的典型事实并提出研究假说;第四部分探讨实证策略和结果;第五部分进行机制分析,检验劳动“赋能效应”和资本“倍增效应”;第六部分为结论和政策启示。

## 二、居民数字化指数的构建

### 1. 调查数据说明

2021—2022年中国人民大学首次开展家庭层面数字经济调查,构建了中国家庭数字经济调查数据库(CHDES),为编制中国居民数字化指数(CIDI)提供了独特的数据来源。该调查按照数字经济“诱因—行为—后果”的框架开发问卷,包括家庭及个人的基本信息、网络接入及使用情况、数字设备使用情况、数字认知与技能、数字活动、就业情况、收入与消费、住房与交通工具、碳认知等信息,能够较为全面地度量数字经济在微观家庭层面的发展和渗透。

通过入户调查,共收集有效样本量1675户(4977人),覆盖北京、河北、浙江、山西、广东、广西、贵州、河南、吉林、甘肃10个省份。调查采用了分层抽样:省级层面分别在省会和1个中低水平城市抽样,北京采用中心城区和郊区县抽样;每个地级市再按照市区、县城和乡村1:1:1的家庭比例抽样。这一抽样方式确保了样本充分代表全国家庭数字经济发展水平,避免抽样造成的选择性偏误。考虑到微观主体在受教育程度、就业等方面的差异化特征,还参照了2020年全国就业人口比例,在抽

样时按照25%:75%的比例分配工作日白天、工作日晚上和周末的样本,使得样本更具有代表性和准确性。本文将中国家庭数字经济调查数据与第七次全国人口普查数据比照,主要经济社会指标具有较好的代表性<sup>①</sup>。

## 2. 数字化指标体系

(1)设计思路。代表性文献从区域、产业/企业、个体层面寻找“数字经济”的代理变量<sup>②</sup>。由于区域层面的数据指标较容易获得,因而区域层面的数字经济测度开展较早,主要包括互联网普及率、数字普惠金融指数、数字经济综合发展情况等单一或综合指标(程名望和张家平,2019;张勋等,2019;柏培文和张云,2021),以及“宽带中国”政策的衡量方法(田鸽和张勋,2022)。产业或企业层面的数字化转型测度尚未形成统一、系统的标准,较具代表性的测度如Acemoglu and Restrepo (2020)的行业机器人安装数,以及袁淳等(2021)的上市公司年报文本分析。在微观家庭层面,现有文献仍以单一指标测度为主,常用的数据来源如CFPS数据库中“是否使用互联网”,CMDS数据库中“是否在求职、信息获取过程中使用互联网”,CGSS数据库中“互联网使用频率”,CHFS数据库中“是否使用手机、iPad等移动终端支付”。新近研究呈现以调查数据构建复合指标的趋势,但目前多涉及ICT接入以及在某些特定领域的使用情况。

本文构建的CIDI涵盖“数字接入”“数字技能和使用”2个一级维度。第一个维度为数字接入,是对数字化水平最基础的度量。随着越来越多的用户连接到互联网,弱势群体互联网的使用率显著增加,数字接入差距显现出逐步缩小的迹象。但近期研究认为,数字接入已经从基本的物理访问转向设备访问,包括获得设备和外围设备的机会、设备多样性,以及维护硬件、软件和订阅所需的持续费用,从而影响了互联网技能、使用和产出(van Deursen and van Dijk, 2019)。第二个维度为数字技能和使用,是目前对数字化水平较为普遍的度量。在获得互联网物理和设备接入后,居民必须拥有良好的互联网技能和使用(van Dijk, 2005;陈梦根和周元任,2022),而互联网技能差异不仅与ICT基础设施的普及有关,还与其物质资本、社会资本和人力资本有关(Montagnier and Wirthmann, 2011)。较好掌握数字技能的个体,可以通过线上网络课程更好地获得数字化教育,或者通过数字设备和服务更好地参与就业和创业(DiMaggio et al., 2004; Martínez, 2020)。

(2)指标构建。按照上述构建原则,本文基于现有文献关于数字化水平度量维度和影响因素的分析,参考“中国数字普惠金融指数”的编制方法(郭峰等,2020),构建了首个中国居民数字化指标,作为居民数字化水平的度量。

指标体系。该指数具体包括数字接入、数字技能和使用2个一级维度,5个二级指标,15个三级指标,共计19个具体指标(见表1)。数字接入涵盖了数字服务和数字设备2个二级维度:①数字服务包含网络接入和网速情况:网络接入包括家中是否安装固定宽带、固定宽带提供的服务能否满足日常使用需求,网速则包含了下/上行网速以及下载指定同款App所需的时长。这些指标不仅能够反映当地数字基础设施建设水平,更重要的是能够直接度量每位居民实际使用网络和网速的水平,体现了居民层面数字接入差异。②数字设备选取居民在用数字设备数量(总数—闲置),包括台式计算机、笔记本电脑、平板电脑、智能手机和非智能手机。

<sup>①</sup> 参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

<sup>②</sup> 本文检索并分析了2017—2023年发表在《经济研究》《管理世界》《世界经济》《中国工业经济》《金融研究》上的文章中常用的“数字经济”代理变量。对于居民数字经济行为的度量指标,目前集中于互联网使用情况和强度2个维度,尚未有论文体系化、综合化地度量居民数字化程度。参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

表1 数字化指标体系

一级维度 (2个)	二级维度 (5个)	三级维度 (15个)	具体指标 (19个)	单位/ 范围
数字接入 (66.7%)	数字服务 (66.7%)	网络接入(23.4%)	家中是否安装固定宽带 固定宽带提供的服务能否满足日常使用需求	0/1 0-2
		网速(76.6%)	下行网速 上行网速 下载指定APP所需时间	Mbps Mbps 秒
	数字设备 (33.3%)	数字设备(100.0%)	居民数字在用设备数量(总数—闲置)	台
数字技能 和使用 (33.3%)	数字认知 (11.7%)	数字经济理解(72.7%)	是否听说过数字经济概念 是否听说过智能家居概念	0-10 0-1
		网络安全意识(27.3%)	是否进行过数字安全保护行为	0-6
	数字技能 (61.4%)	操作技能(24.8%)	互联网使用所需的基本技能	0-10
		信息导航技能(25.0%)	查找、选择和评估在线信息源能力	0-2
		社交技能(12.9%)	使用在线交流和互动并获得社会资本的能力	0-7
		内容创建技能(37.4%)	创建不同类型的内容,并在互联网上发布或与他人分享	0-3
	数字使用 (26.8%)	金融领域(12.7%)	是否使用数字金融服务	0/1
		销售领域(7.5%)	是否在网络平台上发布过产品出售的信息	0/1
		生活领域(26.5%)	是否通过数字平台收听网络广播、听音乐、看视频、玩游戏、购买车票、机票或预定住宿	0/6
办公领域(13.2%)		是否通过专业软件办公、进行网络存储或下载网络资源	0/3	
健康领域(21.0%) 教育领域(19.2%)		是否通过网络平台进行健康管理 是否通过网课平台学习,或使用阅读平台阅读电子书	0/1 0/2	

注:括号内百分比是通过主观和客观赋权方法确定的该维度指标在合成时的权重,按四舍五入结果展示;单位/范围中“X-X”表示该指标的评分范围。

数字技能和使用涵盖了数字认知、数字技能以及数字使用3个二级维度。①数字认知包含对数字经济的理解以及网络安全意识:前者包括是否听说以及正确理解数字经济概念,是否听说过智能家居概念;后者包括在使用网络(App)的过程中是否仔细阅读保密条款,是否限制网站或手机应用访问地理位置,是否删除访问网站的历史记录,是否在社交平台或其他网络平台不允许陌生人访问动态或个人信息,是否使用移动存储设备而非网络存储以转移信息、文件或数据等6类行为。②数字技能分为操作技能、信息导航技能、社交技能、内容创建技能4类技能:操作技能包括在手机上搜索并下载需要的应用程序,在安装的应用程序上注册个人账号,在网络平台上看视频、听音乐或听广播等10类技能。信息导航技能包括在微信上查找并关注公众号或公众平台,通过微信、资讯类应用程序或其他网络平台获取信息2类技能。社交技能包括接听他人发起的视频通话或语音通话,向亲人或好友主动发起视频通话或语音通话等7类技能。内容创建技能包括在网络平台上发布原创内容,在网络平台上对购买的商品或服务进行评价,在网络平台上销售产品3类技能。③数字使用包含了居民在金融、销售、生活、办公、健康以及教育6个领域的使用,包括是否使用数字金融服务,是否在网络平台上发布过产品出售信息,是否在数字平台收听网络广播、听音乐、看视频、玩游戏、购买车票、机票或预定住宿,是否使用专业软件



办公、进行网络存储或下载网络资源,是否在网络平台进行健康管理,是否在网课平台学习或使用阅读平台阅读电子书。

指标无量纲化处理。本文采取归一化方法对指标进行无量纲化处理,具体公式为  $x'_i = \frac{x_i - x_i^l}{x_i^h - x_i^l}$ 。

对于归一化公式中阈值的确定,如果选取各指标的最大值、最小值作为上下限,则指数可能会受到极端值或者异常值影响。因此,对于正向指标,采取个体指标数据实际值的99%分位数为上限  $x_i^h$ ,1%分位数为下限  $x_i^l$ ;反之,对于逆向指标,则进行反向处理。进一步,对超过指标线的数据进行“缩尾”处理:如果某个体的指标值超过该指标的上(下)限  $x_i^h(x_i^l)$ 时,则令该个体指标值为其上(下)限值  $x_i^h(x_i^l)$ 。指标无量纲化后的数值得分在0—1之间,得分越高则具有更高的发展水平。

指标权重。参考郭峰等(2020)的做法,本文利用主观赋权与客观赋权相结合的方法来确定权重,即先利用变异系数法求各具体指标(最下层)对其上一层准则层的权重,再通过层次分析法求各准则层指标对上层目标的权重,最后求得总指数。本文最终确定的CIDI权重向量如表1括号内所示。在实际操作中,指数合成是由下往上逐层汇总而成,即先计算各层分组指数,然后由各层分组指数加权汇总得到综合指数。

### 3. 中国居民数字化指标的统计描述

根据以上指标体系和指数构建方法,本文编制了一套覆盖中国10个省份、22个地级城市和102个县域的家庭调查样本的中国居民数字化指数(CIDI),并分维度编制了数字接入指数、数字技能和使用指数(见表2)。2021年,CIDI的均值约为0.41,标准差约为0.13;数字接入的均值约为0.32,最小值约为0.01,不存在没有数字接入的居民,反映了近年来中国通过适度超前的大规模数字基础设施建设,基本完成数字基础服务普及。数字技能和使用指数均值约为0.59,最小值约为0.00,最大值约为0.98,意味着虽然大多数人的数字技能和使用处于较高水平,但仍有部分群体的数字技能和使用水平较低,是全面提高居民数字化水平、缩小“数字贫困”的短板所在。

表2 数字化指标体系变量统计描述

变量名称	变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
数字化指数	<i>CIDI</i>	1675	0.4115	0.1283	0.0275	0.8978
数字接入	<i>Digital_connect</i>	1675	0.3218	0.1252	0.0074	0.8837
数字技能和使用	<i>Digital_skill_uses</i>	1675	0.5910	0.2384	0.0000	0.9840

## 三、典型事实与研究假说

### 1. 数字经济与居民收入的三个典型事实和研究假说

这里利用CIDI刻画居民数字化水平与居民收入之间的基本事实,提炼数字经济影响居民收入的研究假说。

(1)典型事实一:居民数字化水平与居民收入正相关<sup>①</sup>。本文首先将CIDI按照数值从小到大排序后进行100等分,分别计算每等分CIDI以及居民收入均值,绘制散点图和拟合线,见图1(a)。可以看出,在社会层面上CIDI与居民收入呈现正相关关系。近年来,数字技术与各行业加速融合,新

<sup>①</sup> 后文重点展开对“居民数字化水平与居民收入正相关”这一典型事实的机制分析。

业态、新模式竞相发展,深刻改变和重塑了劳动力市场,创造了新的就业机会,拓展了新的收入来源,可能造成CIDI与收入正相关。

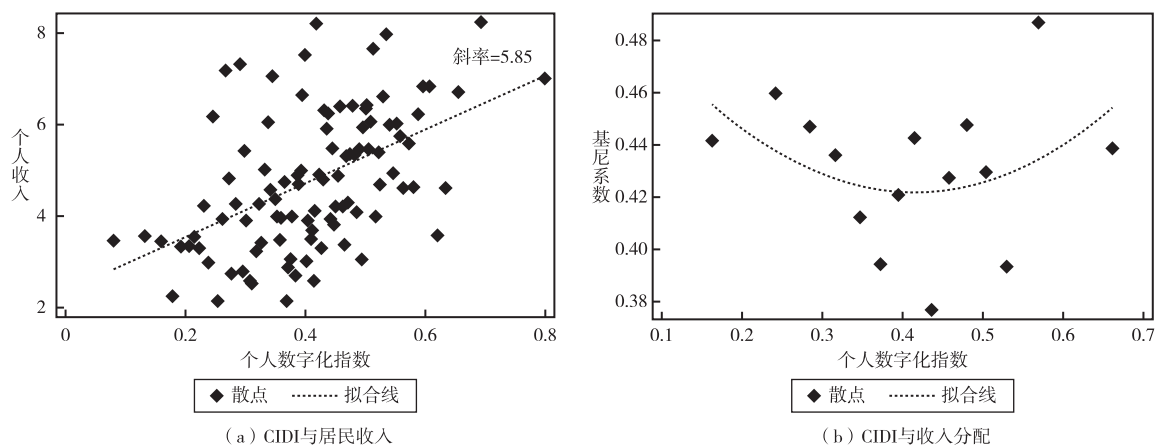


图1 CIDI与居民收入水平和收入分配的关系

对于这一典型事实,现有文献从多方面提出并验证了数字化水平对居民收入的提升作用。①数字技术不仅可以提升农业生产效率和质量,还能够帮助农民通过电商平台、线上直播等渠道缓解信息不对称,扩大农产品销售渠道以提高农业收入(许竹青等,2013)。②数字经济发展为劳动者带来了数据分析、技术研发、平台运营等新的就业岗位,提供了更多样的就业机会,数字经济对就业市场的“稳定器”作用愈发凸显,从而提高工资性收入。③数字化水平提升可以拓宽非正规就业渠道以提高其他收入。中国劳动和社会保障科学研究院发布的《数字生态就业创业研究报告》显示,数字生态催生出许多新产业、新业态和商业模式,创造了大量就业机会,近年来完成了从边缘补充到重要组成的转变。例如,电子商务、共享经济、数字内容创作等方式使得新的自由职业者、非正规就业群体显著扩大,成为吸纳就业的重要力量<sup>①</sup>。数字经济和数字金融发展还可以帮助个体生产者和创业者更加便捷地开展创业活动,提高金融可得性以及降低信贷门槛,从而提高创业收入(张勋等,2019)。基于此,本文提出:

假说1:居民数字化水平提升有助于提高居民收入。

(2)典型事实二:数字接入水平与居民收入正相关程度更高。与上述方法相同,本文再将数字化水平的2个一级维度按照数值从小到大大排序后进行100等分,分别计算数字接入、数字技能和使用的均值以及居民收入均值。结果同样表明,2个一级维度指数与居民收入都是明显正相关关系。相对而言,数字接入与居民收入的拟合斜率最大,即对居民收入的拉动作用要高于数字技能和使用。中国适度超前大规模数字基础设施建设普遍提高了全体居民的数字接入水平,使得一些社会经济弱势个体获得数字红利,从而给贫困地区、贫困家庭实现收入“换道超越”提供了机遇。而数字技能和使用对居民收入的拉动作用较小,表明数字技能和使用还没有成为居民普遍增收的充分条件。

① 根据2022年中国互联网络信息中心发布的第49次《中国互联网络发展状况统计报告》,2021年中国互联网络应用用户规模保持平稳增长。即时通信、网络视频、短视频用户使用率分别为97.5%、94.5%和90.5%,用户规模分别达10.07亿人、9.75亿人和9.34亿人。此外,参考哔哩哔哩2022年第一季度财报,截至2022年第一季度,B站月均活跃UP主数量达380万人。

对于这一典型事实,现有文献已经表明,互联网接入是数字化水平的基本形态,成为促进居民享受数字红利的关键所在。数字接入水平的提升可以促进居民广泛参与数字经济,进而对收入产生积极影响。随着数字基础设施的发展,数字接入差异缩小,文献的关注重点转向了互联网使用带来的实际收益(van Deursen and Helsper, 2015)。那些数字技能掌握更好并且充分参与数字使用的人群可以将其转化为有效的经济产出,表明良好的数字技能和使用是居民增收的必要非充分条件。研究发现,面临互联网接入和使用机会均等时,那些社会经济地位及受教育程度高的用户在更多地用互联网获取经济收益,而社会经济地位及受教育程度低的用户则更多地用互联网进行娱乐。基于此,本文提出:

假说2:数字接入水平提升是提高居民收入的重要途径。

(3)典型事实三:数字化水平与收入分配的U型关系。本文将CIDI按照数值从小到大排序后进行15等分,分别计算每组的家庭人均收入的基尼系数,绘制散点图和拟合线,见图1(b)。可以看出,CIDI与收入分配之间呈现出U型关系,即随着居民数字化水平提高,居民边际收入可能会先递增后递减,表现为居民收入之间的差距先改善后扩大。

对于这一典型事实,聚焦数字经济发展与区域城乡收入不平等的现有研究共同指向了一个现象:数字经济发展对收入差距的影响可能呈现非线性关系(程名望和张家平, 2019;陈文和吴赢, 2021)。数字经济发展可能对收入差距同时存在“收敛效应”和“扩大效应”。从“收敛效应”看,乡村信息基础设施建设弥补了贫困地区在公共服务、金融服务以及产业服务供给上的匮乏,为智慧农业生产、农村电商、数字化生活等数字乡村关键应用场景提供基础。这个过程中,电子商务逐渐成为扶贫助农新助手,创新创业、灵活就业、普惠就业的新渠道为数字技能弱势农户提供发展机会(邱泽奇和乔天宇, 2021)。从“扩大效应”看,由于低收入家庭在物质资本、人力资本和社会资本等方面不及高收入家庭,尤其是人力资本差异带来的数字技能掌握和应用能力差异,数字经济在发展后期可能会加剧既有的收入差距(van Deursen and van Dijk, 2014;刘骏, 2017)。此外,根据中国信息通信研究院发布的《中国数字经济就业发展研究报告(2021年)》,数字产业化就业结构呈现出第三产业>第二产业>第一产业的特征,平均薪资和人才供给呈现出同样的结构特点,也可能造成收入差距的扩大。基于此,本文提出:

假说3:数字化水平提升对收入分配存在双重影响,体现为既有“扩大效应”又有“收敛效应”。

## 2. 机制讨论

本文在参考郑新业(2019)、李芳华等(2020)对居民收入函数的构造,以及现有文献关于数字化水平对居民收入影响机制探讨的基础上,构建理论模型如下:

$$Y_j = A_j f \{ L_j(h, \delta), K_j(P, H, S) \} \quad (1)$$

假定居民 $j$ 收入函数由劳动要素和资本要素决定,其中,劳动要素 $L_j(h, \delta)$ 涵盖了劳动时长 $h$ 和劳动参与率 $\delta$ ,资本要素 $K_j(P, H, S)$ 是由物质资本 $P$ 、人力资本 $H$ 、社会资本 $S$ 构成的资产组合。

从理论上讲,数据要素成为数字经济的关键生产要素,给微观经济理论带来了一系列新变化(黄阳华, 2023)。但是,目前对数据和数据资产的概念、数据资本化范围和类型、数据资产的定价方法等仍然处于初步探索阶段(许宪春等, 2022)。在成熟的数据资产核算方法开发出来之前,本文主张数字经济主要通过作用于劳动要素和资本要素进而影响居民收入,具体包括对劳动要素的“赋能效应”机制和对资本要素的“倍增效应”机制。

(1)劳动要素“赋能效应”机制。数字经济发展对劳动要素供给主要带来两方面影响:①远程办公或者异地办公成为“新潮流”,提高了工作时长和效率。自2020年以来,数字经济发挥了就业弹

性大、灵活性高、吸纳能力强等特性,助力创造众多新的就业岗位和职业,实现了稳就业和保民生(戚聿东等,2020)。<sup>②</sup>数字经济改变了传统的就业模式和就业观念,提高了就业率。数字经济发展可以降低就业信息的不对称性,提升和维护社会资本以增加居民就业概率(戚聿东和褚席,2021),提升居民创业或自雇就业的概率(张勋等,2019)。数字经济有助于创造灵活就业岗位,推动非正规就业发展,在提高劳动参与率的同时,为灵活就业者增加收入来源。本文用  $D$  表示居民数字化水平,那么  $D$  通过提高劳动时长  $h$ 、提高劳动参与率  $\delta$  从而提升收入,形成一种“赋能效应”,表现为  $D \rightarrow h, \delta \rightarrow Y$ 。在后文实证检验中,将使用中介效应模型对此进行检验。

(2)资本要素“倍增效应”机制。正如索托(2007)对资产转化为资本的研究中所提出的,穷人掌握的是从劳动力到房屋、土地、资产资源等物质资产,如果无法进入市场,便成为“僵化”资产,而将其转化为资本是摆脱贫困的关键<sup>①</sup>。邱泽奇等(2016)进一步强调互联网技术将资产转化为具有收益的资本,是发挥互联网资本“乘数效应”的重要机制。例如,对于那些传统社会中性别、年龄、受教育程度等处于劣势的“僵化”资产,在数字化时代可以依托电子商务、共享经济等应用场景,被激活为能从数字经济中获益的资本。

沿此思路,数字经济发展可以调节居民的物质资本、人力资本以及社会资本所构成的资本组合,使其转化为数字化的资本组合,从而间接增收。<sup>①</sup>数字时代可使得那些既往积累的、无法转化为资本的“僵化”资产转化为有价值的物质资本。以“货拉拉”和“自如”为例,假设居民拥有私家车和自有住房等物质资产,若仅用于日常生活,那便属于“僵化”资产。但如果在闲置期将其在数字平台上出租获利,那么这些“僵化”资产便可以以更高的利用率为所有者增收。<sup>②</sup>数字技术突破了地理位置或传统教育体系的限制,利用网络平台和在线教学等方式加速知识传播,推动正规教育和技能培训资源的规模共享,降低教育的边际成本。移动设备的普及还可以提升实操技能,推动人力资本积累以及在劳动市场的竞争力。<sup>③</sup>相较传统的社交方式,数字渗透显著扩大的“朋友圈”有效地帮助人们根据家庭背景、需求和价值观搭建特定的社交网络,打破了“血缘、地缘、业缘”形成的传统社交圈束缚,拓宽了居民的信息来源渠道,进而扩大居民社会资本和收入水平。总而言之,数字化水平的提高可以对居民传统资本要素发挥“倍增效应”,从而实现间接增收,但不同资本的倍增效应可能会受到既有资本要素差异的影响。

综上,数字化水平的提升通过调节居民拥有的物质资本、人力资本和社会资本所构成的资本组合的条件期望来影响居民收入,体现为数字化对资本组合要素的“倍增效应”,即  $(P, H, S|D) \rightarrow Y$ 。在后文实证检验中,本文将使用调节效应模型进行检验。

根据以上分析,数字化水平  $D$  对居民收入函数的影响如下所示:

$$Y_j = A_j f\left(L_j(h(D), \delta(D)), E(K_j(P, H, S|D))\right) \quad (2)$$

将居民收入函数对数字化水平求偏导,如下:

$$\begin{aligned} \frac{\partial Y_j}{\partial D_j} &= A_j \left[ \frac{\partial Y_j}{\partial L_j} \frac{\partial L_j}{\partial D_j} + \frac{\partial Y_j}{\partial (K_j|D_j)} \frac{\partial (K_j|D_j)}{\partial D_j} \right] \\ &= A_j \frac{\partial Y_j}{\partial L_j} \underbrace{\left( \frac{\partial L_j}{\partial h_j} \frac{\partial h_j}{\partial D_j} + \frac{\partial L_j}{\partial \delta_j} \frac{\partial \delta_j}{\partial D_j} \right)}_{\text{数字化对劳动要素的“赋能”}} + A_j \frac{\partial Y_j}{\partial (K_j|D_j)} \underbrace{\left( \frac{\partial (P_j|D_j)}{\partial D_j} + \frac{\partial (H_j|D_j)}{\partial D_j} + \frac{\partial (S_j|D_j)}{\partial D_j} \right)}_{\text{数字化对资本要素的“倍增”}} \end{aligned} \quad (3)$$

<sup>①</sup> 索托(2007)在讨论中未将“资产”与“资本”做严格区分,本文借鉴邱泽奇等(2016)的区分,将未转化的称之为“资产”,通过互联网市场转化了的,称之为“资本”。



家庭特征(社会、经济地位等)决定了居民获取和使用信息技术的可能性,带来了数字化有效水平  
的差距,进而再通过劳动要素的“赋能效应”和资本要素的“倍增效应”影响居民收入。

#### 四、实证分析

##### 1. 实证模型设定和数据

为探究居民数字化水平与居民收入之间的关系,本文设定如下模型:

$$\ln Personal\_income_{ij} = r_0 + r_1 CIDI_{ij} + r_2 X_{ij} + \varphi_j + \mu_{ij} \quad (4)$$

其中,  $Personal\_income_{ij}$  表示  $j$  城市  $i$  家庭的居民年收入,并取对数纠偏。 $CIDI_{ij}$  表示居民数字化指数。 $X_{ij}$  代表居民和家庭层面的控制变量, $\varphi_j$  表示家庭所在地区的固定效应, $\mu_{ij}$  为随机扰动项。模型中加入了居民层面和家庭层面的控制变量。居民层面控制了性别、年龄、年龄的平方项、受教育年限、政治面貌、婚姻状况、健康水平、是否受雇。家庭层面控制了家庭规模、家庭抚养负担(16岁以下和60岁以上家庭成员占比)。此外,模型中加入了区县固定效应,用于控制区域特征对于居民数字化水平及居民收入的共同影响。由于本文分析的是居民数字化水平发展与居民收入的关系,为了避免区县内部家庭之间的相关性对估计结果的影响,将标准误聚类(Cluster)到区县层面。

本文主要使用三个层面的数据:①居民收入、居民线上经营收入和家庭人均收入变量直接来自家庭数字经济调查问卷,并取对数纠偏;②居民数字化水平采用上文方法构建的  $CIDI$ ,其中,一级维度包括数字接入以及数字技能和使用;③其他变量均来自家庭数字经济调查问卷。表3是相关变量的统计描述。

表3 变量统计描述

变量		样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	居民收入(万元)	1675	4.7809	4.9079	0.0000	25.0000
	居民线上经营收入(万元)	1675	0.0185	0.1179	0.0000	1.0000
	家庭人均收入(万元)	1675	5.8994	5.4635	0.4000	30.0000
居民层面	性别(男性=1)	1675	0.4478	0.4974	0.0000	1.0000
	年龄	1675	38.0710	12.4421	14.0000	87.0000
	受教育年限	1675	12.5845	3.1215	0.0000	18.0000
	政治面貌(党员=1)	1675	0.0519	0.2220	0.0000	1.0000
	婚姻状态(已婚=1)	1675	0.7093	0.4542	0.0000	1.0000
	健康状况	1675	3.7427	0.4962	1.0000	4.0000
	是否受雇(受雇=1)	1675	0.5988	0.4903	0.0000	1.0000
家庭层面	家庭规模	1675	2.9713	1.1744	1.0000	9.0000
	家庭抚养负担	1675	0.1901	0.2521	0.0000	1.0000

##### 2. 实证结果

(1) 基准回归结果。表4第(1)–(4)列展示  $CIDI$  对居民收入的影响,并逐步控制了个体特征、家庭特征以及区县固定效应。结果发现, $CIDI$  的系数估算值均为正且显著,表明数字化水平的提高有助于提升居民收入。从经济显著性看,当  $CIDI$  提升1个标准差(0.13)时,居民收入将提升5.93个百分点。这一发现证实了假说1。在第(5)、(6)列中,本文考虑数字接入、数字技能和使

用2个一级指标对居民收入的影响,回归控制了个体特征、家庭特征以及区县固定效应。结果显示,2个指标对居民收入的影响系数估算值均正向显著,而且数字接入对居民收入的提升作用高于数字技能和使用。从经济显著性看,当数字接入指数提升1个标准差(0.13)时,居民收入将提升4.99个百分点;当数字技能和使用指数提升1个标准差(0.24)时,居民收入将提升3.85个百分点。这说明数字接入已经成为提高居民收入的重要途径,与假说2一致。

表4 CIDI与居民收入:基准模型

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>lnPersonal_income</i>					
<i>CIDI</i>	0.9491*** (0.1725)	0.4873*** (0.1608)	0.5188*** (0.1592)	0.4622*** (0.1750)		
<i>Digital_connect</i>					0.3988** (0.1953)	
<i>Digital_skill_uses</i>						0.1615** (0.0795)
个体控制变量	否	是	是	是	是	是
家庭控制变量	否	否	是	是	是	是
区县固定效应	否	否	否	是	是	是
观测值数量	1675	1675	1675	1675	1675	1675
R <sup>2</sup>	0.0168	0.0870	0.0969	0.1934	0.1927	0.1915

注:括号内是聚类稳健标准误,其中,\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。以下各表同。

(2)内生性检验。基准回归存在遗漏变量和反向因果带来的内生性问题。一方面,居民的不可观测特征,如居民接受新事物的能力、居民性格特征等,可能同时对居民数字化水平和居民收入产生影响,造成遗漏变量偏误;另一方面,居民数字化水平对收入的影响,通常面临着反向因果引起的内生性偏差。对此,本文通过增加控制变量和工具变量法(IV)加以缓解:①增加控制变量。本文控制了从问卷中获取的居民首台智能设备获取时间(*First\_equipment*),减少居民不可观测特征带来的内生性影响。表5第(1)列显示,添加上述变量后的回归结果与基准回归结果保持一致,证明了结果的稳健性。②工具变量法。本文在借鉴已有文献基础上,使用网络购物依赖程度(*Onlineshopping\_dependence*)、家庭到省会的球面距离的对数值(*lndistance*)作为CIDI的工具变量。对于网络购物依赖程度,一方面良好的互联网接入和操作技能是网络购物的前提条件,居民需要满足一定的数字化水平才能顺利进行网络购物;另一方面,居民对网络购物的依赖程度更多反映了居民的购物偏好和习惯<sup>①</sup>。部分消费者为获得更好的品牌、价格和技术细节对比,从而更加偏好网络购物(Beauchamp and Ponder, 2010),而部分消费者出于对购物乐趣、与他人互动以及社会情感需求,更加偏好门店消费(Schmid and Axhausen, 2019)。这种网络消费的依赖程度,通常与该个人的收入情况关系不大,故满足外生性要求。

本文参考张勋等(2019)做法,选取地理信息系统(GIS)计算得到家庭所在地与省会城市的球面距离,作为第二个工具变量。一般而言,省会城市通常既是地方经济中心,也是数字经济中心。居民距离省会城市越近,居民数字化水平可能越好。然而,结合调研情况发现,与城镇和中东部地区相比,农村和西部地区信息和数字化起步较晚,后发优势使得这些地区的网络服务存在追赶效应,

① 感谢匿名评审专家的启发。

技术和设备反而更加先进<sup>①</sup>。而地理距离变量通常与居民收入不直接相关,因而满足外生性条件。

表5第(2)、(3)列中汇报了两阶段最小二乘法(2SLS)的回归结果。从第(2)列第一阶段结果看,两个工具变量均与居民数字化水平显著正相关,进而证实工具变量满足相关性假设。第(3)列为第二阶段回归结果。在使用工具变量进行回归之后,结果与上文基准回归结果一致,居民数字化水平能够显著提高居民收入。工具变量第一阶段的Cragg-Donald Wald F值为157.00,Kleibergen-Paap rk Wald F值为130.70,均大于10,排除了弱工具变量问题。总之,居民数字化水平对收入具有促进作用的结论,具有较强的稳健性。

表5 CIDI与居民收入:内生性检验

	(1)	(2)	(3)
	增加解释变量	IV	
	<i>lnPersonal_income</i>	<i>CIDI</i>	<i>lnPersonal_income</i>
<i>CIDI</i>	0.3845** (0.1843)		1.1636*** (0.4396)
<i>First_equipment</i>	-0.0145*** (0.0055)		
<i>Onlineshopping_dependence</i>		0.0146*** (0.0009)	
<i>Indistance</i>		0.0069* (0.0036)	
个体控制变量	是	是	是
家庭控制变量	是	是	是
区县固定效应	是	是	是
观测值数量	1605	1675	1675
R <sup>2</sup>	0.2012	0.3196	0.1859

(3)稳健性检验。①CIDI的稳健性检验。前文基准回归中所使用的CIDI,在构建时所采用的层次分析法利用了数值相对大小计算得到各因素的重要程度,可能存在一定主观性。例如,前文为数字接入、数字技能和使用2个维度赋权时,主要依据其对数字化水平的基础性、层次性及重要性赋权,这可能对实证结果的稳健性造成潜在影响<sup>②</sup>。为消除这一潜在影响,本文首先替换数字化指标体系权重,具体做法是在0—1之间遍历数字接入、数字技能和使用100种权重组合,重新计算得到新的CIDI,再对居民收入进行回归<sup>③</sup>。结果显示,CIDI的系数估算值均在5%水平上

① 根据中国人民大学中国家庭数字经济调查的数据,农村地区的数字服务供给水平显著优于城镇地区,西部地区数字服务供给水平优于中、东部地区。从城乡比较看,农村地区的下行网速、上行网速和网络时延(网络时延指数据从网络一端传送到另一端所需要的时间,数值越高说明网络延迟状况严重)分别为76.476Mbps、23.613Mbps和42.628ms,普遍优于市区的74.352Mbps、24.042Mbps和45.583ms以及县域地区的72.176Mbps、21.520Mbps和49.214ms。从区域比较看,西部地区的下行网速、上行网速和网络时延分别为81.443Mbps、23.103Mbps和46.361ms,与东部地区的71.595Mbps、24.019Mbps和46.742ms以及中部及东北地区的70.458Mbps、21.108Mbps和42.919ms相比具有明显优势。

② 感谢匿名审稿专家的建设性意见。

③ 估计系数和显著性水平参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

显著为正,从而排除了构建 CIDI 时的赋权对回归结果稳健性的影响。②替换被解释变量。本文将居民收入替换为家庭人均收入( $\ln family\_income\_pc$ )做稳健性回归,并控制了家庭代表性个体特征、家庭特征以及区县固定效应<sup>①</sup>,结果见表 6 第(1)列,发现 CIDI 的系数估计值显著为正,当 CIDI 提升 1 个标准差时,家庭人均收入将提升 8.89 个百分点,证明了结果的稳健性。③聚焦劳动力样本。尽管数字经济时代创造了更多非正规就业岗位,打破传统就业中的年龄、性别和地域限制,但是增收效应更可能集中于有效劳动人口。本文进一步聚焦劳动力样本,剔除小于 16 岁和大于 60 岁的男性、大于 55 岁的女性等年龄不符合要求的样本,以及剔除仍在上学、考研、因病等缺乏就业意愿或条件的样本,最终得到 1234 个样本后进行回归,结果如表 6 第(2)列所示。结果发现,数字化水平的系数估算值均显著为正,当 CIDI 提升 1 个标准差时,居民收入将提升 9.15 个百分点,增幅高于前文基准回归和家庭人均收入回归,再次验证了基准回归结果的稳健性。

表 6 CIDI 与居民收入:稳健性检验

	(1)	(2)
	替换被解释变量	聚焦劳动力样本
	$\ln family\_income\_pc$	$\ln Personal\_income$
CIDI	0.6928*** (0.1309)	0.7130*** (0.2159)
观测值数量	1675	1234
R <sup>2</sup>	0.3877	0.1906

注:回归结果均加入了个体控制变量、家庭控制变量、区县固定效应。以下各表同。

### 3. 异质性分析

在关注数字经济发展促进收入增长的同时,还应该研究数字经济对收入分配的影响,特别是区域、城乡、行业收入差距。为推动数字经济包容性发展提供经验证据,这里进一步探讨数字经济对城乡和行业收入差距的影响。

(1)“电商扶贫”渠道缩小了城乡收入差距,但扩大了区域收入差距。从表 7 Panel A 第(1)、(2)列结果看,当 CIDI 提升 1 个标准差时,东部地区居民收入将显著提升 7.20 个百分点,而对西部和中部地区居民收入的推动作用不显著。在东部地区居民收入高于西部和中部地区居民收入的现实情况下,该结果表明数字经济在一定程度上扩大了区域收入差距。第(3)、(4)列回归结果显示,当 CIDI 提升 1 个标准差时,农村和县城的居民收入将显著提升 5.62 个百分点,而对市区居民收入的影响不显著。在城市居民收入高于农村和县城居民收入的现实情况下,回归结果意味着数字经济在一定程度上缩小城乡收入差距。

究其原因,数字技术具有广渗透性,农村数字经济快速“追赶”,能够通过电商扶贫的形式,增加区域城乡居民线上经营收入,解决这些地区居民收入来源单一的问题。特别是随着脱贫攻坚战胜利完成,农村数字基础设施日益完善,甚至在网络覆盖方面具有一定的“后发优势”,缩小了城乡数

① 通过对调查数据进行分析,本文发现,代表家庭回答问卷的居民,73.6%是家庭受教育水平最高的个体,鉴于数字化水平与受教育程度的强相关性,可以将其理解为家庭数字化程度最高的个体,在此称之为家庭代表性个体。



字鸿沟。本文将式(4)中的因变量换为居民线上经营收入,并取对数纠偏。居民线上经营收入包括通过网络销售非农产品或作品、经营网店、通过网络提供远程服务等获得收入,通过网络销售农产品获得收入,以及通过运营网络账号、承接广告或获得的打赏收入。从表7 Panel B第(1)、(2)列结果看,当CIDI提升1个标准差时,西部地区和中部地区的居民线上经营收入将提升0.39个百分点,而东部地区居民线上经营收入将提升0.90个百分点。可能的原因在于,发达地区可以有效整合基础设施、物流、人才、企业等资源优势,为电商业务的发展和壮大创造更为有利的条件。从第(3)、(4)列结果看,当CIDI提升1个标准差时,农村和县城的居民线上经营收入将显著提升0.71个百分点,而对市区居民线上经营收入的影响并不显著,从而验证了农村地区更有机会利用“电商扶贫”渠道增收,减少城乡收入差距。

表7 CIDI对居民收入的异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A: CIDI与居民收入的区域和城乡异质性				
	西部和中部地区	东部地区	农村和县城	市区
<i>CIDI</i>	0.3813 (0.2947)	0.5615*** (0.1962)	0.4378* (0.2411)	0.3037 (0.2793)
观测值数量	868	807	1050	625
R <sup>2</sup>	0.2173	0.1721	0.2264	0.2132
Panel B: CIDI与居民线上经营收入的区域和城乡异质性				
	西部和中部地区	东部地区	农村和县城	市区
<i>CIDI</i>	0.0305* (0.0162)	0.0698** (0.0308)	0.0550** (0.0233)	0.0331 (0.0279)
观测值数量	868	807	1050	625
R <sup>2</sup>	0.0752	0.1072	0.0922	0.1077
Panel C: CIDI对居民收入的分位数回归				
	0.25	0.5	0.75	0.95
<i>CIDI</i>	0.5960*** (0.2235)	0.5881*** (0.1947)	0.6603*** (0.1453)	1.0801*** (0.2137)
观测值数量	1258	1258	1258	1258
Pseudo R <sup>2</sup>	0.1799	0.1280	0.1292	0.2006
Panel D: CIDI与居民收入的行业异质性				
	工作样本	第一产业	第二产业	第三产业
<i>CIDI</i>	0.7163*** (0.2274)	0.0412 (0.6268)	1.1402 (0.8385)	0.8469*** (0.3036)
观测值数量	1258	266	199	793
R <sup>2</sup>	0.1714	0.3659	0.4786	0.1990

(2)“产业数字化”渠道扩大了行业收入差距。上文采取的 OLS 回归只能得到数字化水平对居民期望收入的影响,无法进一步分析对收入分布的影响。表7 Panel C列出了数字化水平对居民收

人在第25、50、75和95分位点上的回归结果<sup>①</sup>。从结果看,数字化水平对居民收入的提升随着分位数提高而递增,说明高收入个体从数字化发展中获利更多。根据第(1)—(4)列回归结果的对比,当CIDI提升1个标准差时,95%分位数与25%分位数居民收入提升幅度之差为6.21个百分点,表明数字化水平对不同收入居民的边际贡献差异显著为正,但收入差距或被拉大。

造成这一结果的可能原因在于,数字经济相关的互联网和电信业、电商零售业、软件业以及科学技术业快速发展,在促进中国第三产业占比提升的同时,也推动了数字人才加速向第三产业流动,引致就业结构变化。结合第三产业薪资报酬最高的特点<sup>②</sup>,这一就业结构变动也引发了行业间的收入差距变动。在本文数据中,第一产业包括农、林、牧、渔业;第二产业包括制造业、建筑业和其他第二产业;第三产业包括批发和零售业、交通运输、仓储和邮政业、住宿和餐饮业、居民服务、修理和其他服务业等。如果居民数字化水平提高能带来从事第三产业的居民收入显著提高,便能证实收入差距被拉大的内在机制。

表7 Panel D分别报告了以第一产业、第二产业代表的生产数字化,与第三产业代表的服务业数字化就业中,数字化水平对居民收入的影响。根据第(2)—(4)列的回归结果,当CIDI提升1个标准差时,从事第三产业的居民收入将提升10.87个百分点,而对第一产业、第二产业从业人员的影响并不显著。这可能是高收入居民拥有更优质的资源禀赋,从而可以获得更多数字技能和使用的机会,有助于提升收入。

综合以上回归结果,可以认为,数字化水平对居民收入差距既有收敛效应,也有扩大效应,从而证实了假说3。

## 五、机制分析:对劳动赋能与对资本倍增

前文分析了居民数字化水平提升对总收入的影响,而进一步探究对居民不同收入项目影响,可以为CIDI影响收入的机制分析提供先验检验。本文首先通过CIDI对居民工资性收入、财产性收入及经营性收入等三项非转移性收入进行回归。从回归系数的大小和显著性看,CIDI对工资性收入提升的影响最为显著,其次是对财产性收入产生正向影响,而对全样本的经营性收入的影响不显著<sup>③</sup>。这一结果为进一步讨论居民数字化水平提升影响收入的机制提供了重要启发:工资性收入主要来自于居民的劳动要素所得,财产性收入和经营收入主要来自居民的资本要素收益。结合第三部分构建的居民收入函数,本部分进一步检验居民数字化水平如何通过对劳动要素的“赋能效应”和对资本的“倍增效应”增加对应的要素收入,进而影响居民收入增长与收入不平等,以此作为机制分析。

(1)数字化水平对劳动要素的“赋能效应”。此处主要验证两个途径:数字化水平提升能否提高居民使用网络进行工作和学习时长,以及数字化水平能否提高受雇概率,从而提高居民收入。本文参考江艇(2022)对因果推断研究中中介效应的反思和建议,以及前沿文献中的普遍做法,选择与被解释变量(居民收入)因果关系清晰的变量作为机制变量,重点开展处理变量(CIDI)与机制变量(网

① 为挖掘居民收入被拉大的内在机制,此处展现了工作样本的分位数回归结果。全样本数据的分位数回归呈现出相同的特点,即高收入居民从数字化水平的提升中获利更大,体现出这一结论的稳健性。

② 参见中国信息通信研究院《中国数字经济就业发展研究报告:新形态、新模式、新趋势(2021年)》的数据,第三产业、第二产业和第一产业的数字经济岗位平均薪资分别为11061.5元/月、8408.9元/月和7462.9元/月。

③ 回归系数大小和显著性参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

上工作和学习时长 *Workonline\_hours*、是否受雇 *Employed*)之间的因果机制论证。显然,当居民网上工作(直接创造收入)和学习时间(间接提升人力资本)越长,或者拥有一份工作,那么收入特别是工资性收入会明显提高,并不需要再检验两者之间的因果关系,因而中介研究的重点在于检验处理变量与中介变量之间的因果关系。

表8分别展示了CIDI对劳动时长和劳动参与率的影响。从第(1)列结果看,数字化水平越高,居民网上工作和学习时长越长,但两者之间可能存在反向因果关系。为排除“上网时间越长,数字化水平越高,数字化水平提升将显著提高所有的上网时长”的竞争性假说,此处进一步检验了CIDI对居民网上娱乐时长(*Enteronline\_hours*)的影响。如果这种内生关系存在的话,那么可以观察到CIDI对网上娱乐时长也有明显影响。然而,CIDI对居民网上娱乐的时长没有显著的影响,意味着居民数字化水平的提高将更有助于提高劳动时长,进而间接提高个体收入。

表8 CIDI对劳动要素的“赋能效应”检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	劳动时长			劳动参与率	
	<i>Workonline_hours</i>	<i>Enteronline_hours</i>	<i>Employed</i>	非工作年龄段 (年龄<16 & 年龄>60)	工作年龄段 (年龄≥16 & 年龄≤60)
				<i>Employed</i>	<i>Employed</i>
<i>CIDI</i>	6.9907*** (0.5160)	0.7283 (0.4763)	0.3382*** (0.0406)	0.1119 (0.0712)	0.3745*** (0.0495)
观测值数量	1675	1675	1675	441	1234
R <sup>2</sup>	0.2369	0.0616	0.8829	0.9343	0.8312

本文进一步检验了CIDI对劳动参与率的影响。表8第(3)列结果显示,数字化水平越高,居民受雇概率越高。这一因果识别可能面临遗漏变量偏误问题,本文通过对不同群体进行异质性分析,帮助判断CIDI对劳动参与率的影响是否是真实的因果效应。第(4)、(5)列将样本限制在非工作年龄段样本(年龄小于16岁以及大于60岁)与工作年龄段样本(年龄处于16岁到60岁之间)。如果这种因果关系不存在,而是受到其他遗漏变量的影响,那么这种关系应该对任何年龄段群体是一致的。结果显示,CIDI仅仅显著提升了工作年龄段群体的受雇概率,而对非工作年龄段没有显著影响。这说明,居民数字化水平的提高确实有助于提高受雇概率,进而间接提高个人收入。概言之,居民数字化水平提高能够通过劳动要素的赋能效应提升居民的收入。

(2)数字化水平对资本要素的“倍增效应”。此处主要验证3个途径,分别为数字化水平提升能否作用于居民物质资本(*Physicalcapital*)、人力资本(*Humancapital*)和社会资本(*Socialcapital*),从而影响居民收入的机制。其中,物质资本的代理变量,采用个人是否拥有自有车辆、人均住房面积较大以及拥有不动产(如房屋、车辆等)所获得的财产性收入来综合衡量,以反映数字化水平提高将“僵化”资产转化为有收益的物质资本从而增收的可能。人力资本的代理变量,采用高教育水平(大学专科/大学本科及以上受教育水平)来衡量,以反映数字化水平提高通过提升受教育水平从而增收的可能。社会资本的代理变量,采用个人人情往来收支,以及是否会使用微信添加好友来综合衡量,以反映数字化水平提高拓宽数字社交网络从而增收的可能。表9分别展示了CIDI对居民收入

在物质资本、人力资本以及社会资本上的异质性影响。

表9第(1)、(2)列结果显示,物质资本虚拟变量与CIDI的交互项系数为正但不显著。这可能是因为,从平均意义上,居民数字化水平未能与传统的物质资本充分融合,对居民收入的整体影响相对有限。交互项为正仍可以说明,数字化水平对居民收入的提升效果可能会随着物质资本的提高而增强。数字经济发展可以不同程度地将个人自有住房、私家车等“僵化”资产,激活成为具有收益的物质资本,从而提高收入。但这一转化机制同样会受到传统物质资本的影响,物质资本丰富的居民相比物质资本匮乏的居民,在发挥资本“乘数效应”时更有优势,从而可能获得相对更高的收入提升水平。

从表9第(3)、(4)列结果看,人力资本虚拟变量与CIDI的交互项系数显著为正,表明数字化水平提高可能扩大了高、低人力资本居民之间的收入差距。虽然数字经济渗透,特别是移动设备的普及以及使用场景的丰富,有助于突破地理位置和传统教育体系的束缚,但是低人力资本居民更可能使用数字经济开展闲暇而非获取经济收益,而高人力资本居民则可以利用其信息优势,提高本人和子女的教育水平,实现了“人力资本—数字化有效水平—人力资本”之间的正反馈,从而获得相对更高的收入增长。

从表9第(5)、(6)列结果看,社会资本虚拟变量与CIDI的交互项系数为显著为正,表明数字化水平对居民收入的提升程度会受到个人社会资本高低的影响。数字化发展中利用数据要素建立的信息、评价和打分降低了“验证成本”(Goldfarb and Tucker, 2019),新建了数字化信用、声誉(黄阳华, 2023),弱化了传统社会基于“血缘、地缘、业缘”的社会网络。但是,高社会资本的居民,更可能将已有的社交能力和资源转化为数字化的信任,拓宽社交网络进而获得更明显的收入提升水平。

表9 CIDI对劳动要素的“赋能效应”以及资本要素的“倍增效应”检验

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnPersonal_income					
	物质资本		人力资本		社会资本	
<i>CIDI</i>	0.4497** (0.1738)	0.4230** (0.2039)	0.4633*** (0.1746)	0.1313 (0.2643)	0.3516** (0.1752)	0.1658 (0.1901)
<i>Physicalcapital</i> (highlevel=1)	0.2250*** (0.0632)	0.1929 (0.1387)				
<i>Physicalcapital</i> × <i>CIDI</i>		0.0781 (0.3017)				
<i>Humancapital</i> (highlevel=1)			0.0681 (0.0733)	-0.1895 (0.1543)		
<i>Humancapital</i> × <i>CIDI</i>				0.6219** (0.2956)		
<i>Socialcapital</i> (highlevel=1)					0.4597*** (0.0549)	0.0388 (0.1718)
<i>Socialcapital</i> × <i>CIDI</i>						0.9867*** (0.3683)
观测值数量	1675	1675	1675	1675	1675	1675
R <sup>2</sup>	0.2027	0.2027	0.1938	0.1955	0.2293	0.2317



综上,居民数字化水平通过对劳动要素的“赋能效应”以及对资本要素的“倍增效应”这2个机制影响居民收入。值得注意的是,数字化水平提高对居民传统资本要素组合发挥的“倍增效应”,同样会受到既有资本要素差异在数字时代进一步强化的影响,这种新的“马太效应”在促进数字化发展中应给予更多关注。

## 六、结论和政策启示

本文利用中国人民大学中国家庭数字经济调查数据库(CHDES),首次编制了一套中国居民数字化指标(CIDI),从数字接入、数字技能和使用2个维度对居民数字化水平进行了全面度量,拓展了现有文献对数字化水平的度量体系。本文利用CIDI,研究了居民数字化影响居民收入的微观机制,主要发现包括:当CIDI提升1个标准差(0.13)时,居民收入将提升5.93个百分点。在缓解内生性问题后,本文证实了居民数字化水平有助于提高居民收入。本文还丰富了数字经济发展影响居民收入差距的异质性。从城乡差异看,农村和县城地区可以通过电商扶贫等渠道缩小收入不平等;从行业差异看,数字人才加速向高薪产业聚集,扩大了收入不平等。本文进一步将数字化水平引入居民收入函数,探究数字化水平通过劳动的赋能、资本的倍增影响居民收入的机制。本文研究立足数字经济发展实践,在数据指标体系、典型事实和实证结果上有助于深化数字赋能居民收入的认知。

本文有如下政策建议:①数字基础设施建设以及产业配套是缩小区域城乡收入不平等的关键。党的二十大报告中,把缩小区域城乡差距作为加快构建新发展格局的重点任务。近年来,党中央、国务院高度重视数字乡村发展战略,乡村数字基础设施建设加快推进,乡村数字经济新业态新模式不断涌现。但农村数字基础设施的可得性、可负担性总体上仍然落后于城市,中部和西部地区的资源整合和产业发展能力仍然落后于东部地区。依托于新一代数字化技术的新型基础设施建设,应致力于推动欠发达地区的数字化进程,同时完善物流、金融等信息化支撑体系,推动城乡基本公共服务均等化和乡村治理体系与治理能力的现代化。②数字经济时代更加强调人力资本的作用。教育或者人力资本是贫困地区最稀缺的资源,也是其发展的最大制约因素。在落后地区人力资本水平普遍偏低的背景下,加大低收入群体和农村地区的公共教育支出和政策倾斜程度,提高其数字化水平,充分发挥数字经济在巩固脱贫攻坚成果和乡村振兴中的溢出效应。同时,重点增加农民数字技能培训、专项服务和政策支持,强化劳动力禀赋和数字技术的适配性,加大鼓励更高数字人力资本的人群返乡,带动农村数字人力资本提升,增强数字对收入提升的赋能效应。

### 〔参考文献〕

- [1]柏培文,张云.数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益[J].经济研究,2021,(5):91-108.
- [2]陈梦根,周元任.数字不平等研究新进展[J].经济学动态,2022,(4):123-139.
- [3]陈文,吴赢.数字经济发展、数字鸿沟与城乡居民收入差距[J].南方经济,2021,(11):1-17.
- [4]程名望,张家平.互联网普及与城乡收入差距:理论与实证[J].中国农村经济,2019,(2):19-41.
- [5]郭峰,王靖一,王芳,孔涛,张勋,程志云.测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J].经济学(季刊),2020,(4):1401-1418.
- [6][秘]赫尔南多·德·索托.资本的秘密[M].于海生译.北京:华夏出版社,2007.

- [7]黄阳华.基于多场景的数字经济微观理论及其应用[J].中国社会科学,2023,(2):04-24.
- [8]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.
- [9]李芳华,张阳阳,郑新业.精准扶贫政策效果评估——基于贫困人口微观追踪数据[J].经济研究,2020,(8):171-187.
- [10]刘骏.城乡数字鸿沟持续拉大城乡收入差距的实证研究[J].统计与决策,2017,(10):119-121.
- [11]戚聿东,褚席.数字生活的就业效应:内在机制与微观证据[J].财贸经济,2021,(4):98-114.
- [12]戚聿东,刘翠花,丁述磊.数字经济发展、就业结构优化与就业质量提升[J].经济学动态,2020,(11):17-35.
- [13]邱泽奇,乔天宇.电商技术变革与农户共同发展[J].中国社会科学,2021,(10):145-166.
- [14]邱泽奇,张树沁,刘世定,许英康.从数字鸿沟到红利差异——互联网资本的视角[J].中国社会科学,2016,(10):93-115.
- [15]田鸽,张勋.数字经济、非农就业与社会分工[J].管理世界,2022,(5):72-84.
- [16]许宪春,张钟文,胡亚茹.数据资产统计与核算问题研究[J].管理世界,2022,(2):16-30.
- [17]许竹青,郑风田,陈洁.“数字鸿沟”还是“信息红利”?信息的有效供给与农民的销售价格——一个微观角度的实证研究[J].经济学(季刊),2013,(4):1513-1536.
- [18]袁淳,肖土盛,耿春晓,盛誉.数字化转型与企业分工:专业化还是纵向一体化[J].中国工业经济,2021,(9):137-155.
- [19]张勋,万广华,吴海涛.缩小数字鸿沟:中国特色数字金融发展[J].中国社会科学,2021,(8):35-51.
- [20]张勋,万广华,张佳佳,何宗樾.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019,(8):71-86.
- [21]郑新业.精准扶贫政策效果评估[D].中国人民大学宏观经济论坛研讨论文,2019.
- [22]Acemoglu, D., and P. Restrepo. Robots and Jobs: Evidence from US Labor Markets[J]. Journal of Political Economy, 2020, 128(6): 2188-2244.
- [23]Beauchamp, M. B., and N. Ponder. Perceptions of Retail Convenience for In-Store and Online Shoppers [J]. Marketing Management Journal, 2010, 20(1): 49-65.
- [24]DiMaggio, P., E. Hargittai, C. Celeste, and S. Shafer. From Unequal Access to Differentiated Use: A Literature Review and Agenda for Research on Digital Inequality[J]. Social Inequality, 2004, 1: 355-400.
- [25]Goldfarb, A., and C. Tucker. Digital Economics[J]. Journal of Economic Literature, 2019, 57(1): 3-43.
- [26]Martínez, E. Pandemic Shakes up World's Education Systems[J]. Right to Education Initiative, 2020, 4: 1-12.
- [27]Montagnier, P., and A. Wirthmann. Digital Divide: From Computer Access to Online Activities——A Micro Data Analysis[R]. OECD Digital Economy Paper, 2011.
- [28]Schmid, B., and K. W. Axhausen. In-Store or Online Shopping of Search and Experience Goods: A Hybrid Choice Approach[J]. Journal of Choice Modelling, 2019, 31: 156-180.
- [29]van Deursen, A. J., and E. J. Helsper. The Third-Level Digital Divide: Who Benefits Most from Being Online[M]. Bingley: Emerald Group Publishing Limited, 2015.
- [30]van Deursen, A. J., and J. A. van Dijk. The Digital Divide Shifts to Differences in Usage[J]. New Media & Society, 2014, 16(3): 507-526.
- [31]van Deursen, A. J., and J. A. van Dijk. The First-Level Digital Divide Shifts from Inequalities in Physical Access to Inequalities in Material Access[J]. New Media & Society, 2019, 21(2): 354-375.
- [32]van Dijk, J. A. The Deepening Divide: Inequality in the Information Society[M]. New York: Sage Publications, 2005.